



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학석사학위논문

공적연금이 개인연금에
미치는 영향
: 가구소득계층별 분석을 중심으로

2017년 2월

서울대학교 대학원

사회복지학과

김 예 슬

국 문 초 록

공적연금이 개인연금에 미치는 영향 : 가구소득계층별 분석을 중심으로

서울대학교 대학원
사회복지학과
김 예 슬

본 연구는 공적연금이 개인연금에 미치는 영향을 검증하는 것을 목적으로 한다. 세계적인 인구고령화로 공적연금 지속가능성 및 재정안정성이 위협받는 현 시점에 선진국들은 연금개혁을 통한 사적연금활성화에 초점을 맞추고 있다. OECD 회원국 중 노인빈곤율이 가장 높은 우리나라도 최근 사적연금활성화정책을 중심으로 다층체계를 개편하고 있는 추세이다. 그러나 공·사적 연금제도간 관계에 대한 명확한 규명 없는 사적연금활성화정책은 기존 연금체계 내에서 보호받는 자들을 더욱 견고히 보호할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 공적연금가입유형과 가구소득계층분위에 따라 공적연금이 개인연금에 미치는 영향이 어떻게 상이하게 나타나는지 실증적으로 탐색하였다.

본 연구에서 검토한 선행연구는 생애주기가설을 중심으로 1950년대 미국에서 이루어진 공적연금과 저축간의 논의에서부터 사적연금간의 관계에

대한 연구들을 살펴보았다. 한국에서 공적연금논의는 주로 국민연금에 국한되어 수행되었으며 사적연금에 대한 연구는 비교적 최근에서야 시작되었다. 공적연금과 개인연금에 관한 연구는 개인연금가입 및 불입액에 초점을 맞춰 수행되었으나 미진한 상황이다. 특히 공적연금 내에서의 제도간 형평성문제와 사적연금이 가진 정상재의 특성을 고려하여 소득계층분위별로 살펴볼 필요가 있음에도 불구하고 이에 주목한 연구는 찾아보기 어렵다.

따라서 본 연구에서는 공적연금가입유형과 가구소득계층이 공적연금이 개인연금에 미치는 영향을 어떻게 조절하는지 탐색하고자 하였다. 이를 위해 한국조세재정연구원의 7차 재정패널자료를 사용하여 공적연금가입형태가 개인연금가입확률에 어떤 영향을 미치는지 확인하기 위해 프로빗(Probit)분석을 시행하였다. 나아가 공적연금불입액이 공적연금의 가입유형과 소득계층분위에 따라 개인연금불입액에 어떤 영향을 미치는지 토빗(Tobit)회귀분석을 시행하였다.

연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 공적연금 미가입자에 비해 공적연금에 가입된 사람일수록 개인연금에 가입할 확률이 높고, 국민연금에 비해 특수직역연금가입자들이 개인연금에 가입할 확률이 높았다. 둘째, 공적연금 불입액이 높을수록 개인연금 불입액이 높아 기본적으로는 두 제도가 보완적인 관계를 갖고 있음을 알 수 있다.

본 연구의 핵심 연구문제인 상호작용효과에 대해 분석한 결과, 셋째, 공적연금 가입유형에 있어서는 특수직역연금가입자들에 비해 국민연금에 가입된 경우 개인연금 불입액에 미치는 영향력의 정도가 더 컸다. 이는 국민연금가입자의 경우 제도의 미성숙성 및 연금수급불안으로 인해 보완효과가 더욱 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 넷째, 가구소득계층분위 또한 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계를 조절하고 있었다. 전체적으로는 소득계층이 높을수록 공적연금이 개인연금에 미치는 영향이 정적으로 강하게 나타나고 있었지만, 상호작용항에서 가구소득계층에 따라 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향력이 동일하지 않음을 확인하였다. 가구소득계층 1분위를 기준집단으로 하였을 때, 2분위와 3분

위 상호작용항이 부(-)적인 방향으로 통계적으로 유의미하게 나타나 대체효과가 존재함을 확인하였다. 그러나 4,5분위에서는 보완효과가 다시 강하게 나타나는 것으로 보인다. 즉, 본 연구에서는 공적연금축소에 대한 보충적 성격인 사적연금의 목적에 부합하기 위해서는 하위 1,2,3분위에서 사적연금과 보완적 관계가 나타나야 함에도 불구하고 대체효과가 나타나고, 상위 4,5분위에서는 다시 보완적 영향력이 커짐을 확인하였다.

본 연구는 공적연금가입유형과 가구소득계층분위가 공적연금이 개인연금에 미치는 영향을 조절함을 검증하였고, 이를 통해 현 기조의 사적연금활성화정책으로는 기존 다층노후소득보장체계의 빈익빈부익부 현상이 심화될 가능성을 확인하였다. 따라서 사적연금활성화는 공적연금 강화와 더불어 이루어져야 하며, 기대연금소득이 낮은 저소득계층의 사적소득보장을 강화하고 개인연금의 노후 보장적 역할을 강화할 수 있는 대책마련이 향후 보다 강구될 필요가 있다. 이에 사회안전망적인 관점에서 국가의 정책적 개입의 필요성에 대한 함의를 지닌다.

주요어 : 다층노후소득보장, 공적연금, 국민연금, 특수직역연금, 개인연금, 프로빗(Probit)분석, 토빗(Tobit)분석

학 번 : 2014-20259

<목 차>

제 1 장 서 론	1
제 1 절 문제제기	1
제 2 절 연구문제	6
 제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토	7
제 1 절 다층노후소득보장체계와 강제가입·자발적 가입의 관계	7
1. 우리나라의 다층노후소득보장체계	7
2. 대체적 관계와 보완적 관계에 대한 이론과 실증적 근거 ...	14
제 2 절 공적연금 및 가구소득계층이 개인연금에 미치는 영향	21
1. 공적연금과 개인연금	21
2. 공적연금유형과 개인연금	26
3. 가구소득계층과 개인연금	28
제 3 절 선행연구의 한계와 본 연구의 방향성	31
제 4 절 그 외 개인연금가입에 영향을 미치는 요인	35
 제3장 연구모형 및 연구가설	43
제 1 절 연구모형	43
제 2 절 연구가설	44
 제 4 장 분석방법 및 변수설정	48
제 1 절 분석자료	48
제 2 절 변수설정	51

제 3 절 분석방법	54
제 5 장 분석결과	58
제 1 절 기초 통계	58
1. 종속변수에 대한 설명	63
2. 주요변수에 대한 설명	65
제 2 절 공적연금이 개인연금에 미치는 영향	77
1. 공적연금가입이 개인연금가입에 미치는 영향	77
2. 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향	80
3. 공적연금유형에 따른 공적연금불입액이 개인연금불입액 에 미치는 영향	83
4. 가구소득계층에 따른 공적연금불입액이 개인연금불입액 에 미치는 영향	87
제 6 장 결론 및 함의	92
제 1 절 연구결과 요약	92
제 2 절 연구의 함의	95
1. 이론적 함의	95
2. 정책적 함의	98
제 3 절 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언	102
참고문헌	104
Abstract	113

<표 목 차>

<표 1> 우리나라의 다층노후소득보장체계	9
<표 2> 특수직역연금과 공적연금 비교	11
<표 3> 세제혜택에 따른 개인연금	14
<표 4> 대체적 관계와 보완적 관계	18
<표 5> 연구가설	46
<표 6> 재정패널 가구/가구원 조사의 주요 내용	49
<표 7> 통제변수 설명 및 측정방법	53
<표 8> 연구대상자의 일반적 특성	58
<표 9-1> 변수간 기술통계	61
<표 9-2> 개인연금가입자의 개인연금불입액 평균	63
<표 10> 분위별 평균소득	65
<표 11> 공적연금가입여부에 따른 개인연금가입여부	66
<표 12> 공적연금가입유형과 개인연금가입여부에 따른 공적연금불입액	67
<표 13> 공적연금가입유형과 소득분위에 따른 공적연금불입액	69
<표 14> 개인연금가입자들의 공적연금 가입형태와 개인연금불입액	70
<표 15> 공적연금가입여부와 소득분위에 따른 개인연금불입액	72
<표 16> 가구소득계층분위별 개인연금가입여부에 대한 개인연금불입액	74
<표 17> 가구소득분위에 따른 개인연금가입여부에 대한 공적연금불입액	75
<표 18> 연구문제1 프로빗분석결과	77
<표 19> 연구문제2 토빗회귀분석결과	80
<표 20> 연구문제3 토빗회귀분석결과	83
<표 21> 연구문제4 토빗회귀분석결과	87

<그 립 목 차>

[그림 1] 전체 연구 모형	43
[그림 2] 개인연금불입액에 대한 히스토그램	64
[그림 3] 공적연금가입유형에 따른 공적연금불입액과의 상호작용효과	85
[그림 4] 가구소득계층에 따른 공적연금불입액과의 상호작용효과	90

제 1 장 서론

제1절 문제제기

본 연구의 목적은 공적연금이 개인연금에 미치는 영향이 보완적인지 대체적인지, 나아가 이러한 영향이 공적연금가입유형과 가구소득계층에 따라 방향성과 크기가 어떻게 상이하게 나타나는지 프로비트(Probit)모형과 토비트(Tobit)모형을 통해 실증적으로 분석하여 포괄적인 다층노후소득보장체계 구축에 기여하고자 함이다.

‘고령화 사회’인 우리나라는 2028년 ‘초고령화 사회’에 도달할 것으로 전망되는 고령화 속도가 세계에서 두 번째로 빠른 나라(World Bank, 2015)이다. 우리나라는 세계 GDP 순위 11위(IMF, 2015)를 자랑하는 경제 선진국인 동시에 OECD 34개 회원국 중 사회안전망 지원수준이 최하위인, 노인 빈곤율¹⁾과 고령자자살률²⁾이 가장 높은 국가이기도 하다(OECD, 2015). 이에 따라 돈 없이 오래 사는 ‘장수리스크(Longevity Risk)’³⁾를 가장 효율적으로 헷지(hedge)할 수 있는 노후대비수단으로 연금이 주목받고 있다(이윤호, 2012).

세계적으로 노후생계 안정을 위한 체계적 연금구조를 활성화시키기 위한 방안으로서 공적연금을 기초로 한 다층체계 연금구조의 필요성이 강조되어져 왔다(World Bank, 1994, 2005; Holzmann, 2013; ILO, 2000). 다층노후소득보장체계란 다양한 리스크와 지불능력을 가진 개인의 노후소득보장을 하나의 연금제도가 아닌 다수의 연금제도로 성취하고자 하는 제도이다(김원섭, 2012). 남성생계 부양자 모델의 산업화 시기 은퇴패턴에 맞춰 설계된 기존의 연금체계들이 변화하는 노동시장의 퇴직

1) 65세 이상의 빈곤노인 비율이 49.6%로 경제협력개발기구(OECD)회원국 중 노인빈곤율 1위를 기록하고 있다. 이는 OECD 평균인 12.6%의 4배가 넘는 수치이며 노인빈곤율이 가장 낮은 네덜란드(2%)에 비해 25배나 높은 수치이다(OECD, 2012).

2) 노인 10만 명당 55.5명으로 OECD 평균(21.7명)보다 2.5배 높다(OECD, 2014).

3) 장수리스크란 연금수급자 입장에서는 사망 이전에 수령할 수 있는 자산이 소진될 위험을, 금융사에게는 수급자들의 평균수명이 늘어 지급해야 할 금액이 증가하는 데 따른 재정적 위험을 의미한다.

양태에 적절히 대처하지 못하게 되었고(김원섭 외, 2006), 급속한 노령화에 따라 부과방식의 공적연금제도는 재정안정화를 위한 개혁이 지속적으로 요구되었다. 동시에 국가들은 축소된 공적연금을 보완적으로 상쇄시키기 위해 사적저축을 확대시켜갔다. 그러한 과정에서 노후소득의 공적인 부분과 사적인 부분이 동시에 확대되거나 사적부분이 공적부분을 대체하는 경향이 나타나기도 한다(Casey et al, 2004).

우리나라도 대안적인 노후저축수단으로서 ‘자기주도적인 노후준비제도’(이용하·임병인, 2013)인 적립방식 사적연금의 확충 및 활성화가 중대한 국가적 과제가 되고 있는 추세이다(이용하 외, 2013).⁴⁾ 정부의 사적연금활성화 정책은 공적연금과의 상호보완적 관계로 한 다층노후소득보장의 구축을 목적으로 한다. 그러나 정부의 사적연금 활성화대책방안은 공적연금과의 관계에 대한 고려가 충분히 이루어졌다고 보기 어렵다. 공적연금을 보완하기 위해 사적연금이 필요한 3요소로 종신성, 안정성, 보급가능성(이창수 외, 2016)을 꼽을 수 있지만 보급가능성 측면에서 가입자들에 대한 분석은 미흡하다. 또한 지금까지의 연금개혁은 연금가입자 보다는 연금재정에 초점을 맞춰 이루어져 왔다.

기여에 의한 적립방식의 사적연금 활성화 정책은 다음과 같은 이유에서 노후소득대비에 정부의 지출을 최소화 하고 개인의 책임에 맡기려 하는 시도로 보이며 이는 오히려 제한적인 대상의 노후소득만을 강화시킬 가능성이 크다. 첫째, 공적연금과의 연계성에 대한 고려가 부족하다. 공적연금미가입자 혹은 가입자의 경우라도 국민연금과 특수직역연금가입자의 경우 개인의 개인연금가입여력이 다를 수 있음이 고려되지 않았다. 이러한 면에서 공적연금 삭감분에 대한 ‘보충적 성격’이기보다는 ‘개인의 자구적 여력’에 맡기는 경향이 강하다. 둘째, 이미 개인연금 가입자 중 고소득층이 차지하는 비중이 높다.⁵⁾ 그럼에도 불구하고, 다층노후소득보장

4) 실제로 정부는 2014년 ‘사적연금 활성화 대책방안’을 발표한 바 있고, 이에 대한 핵심적 사항은 퇴직연금의 전면적 활성화, 사적연금 운용 규제완화의 대폭 완화, 퇴직연금의 수령에서 가입자 보호 장치의 강화로 요약할 수 있다(기획재정부, 2014).

5) 2015년 한국조세재정연구원이 발표한 「개인연금제도에 대한 소고」에 따르면 저소득가구(하위 25%)에 비해 고소득가구(상위 25%)가 개인연금에 5.6배 이상 가입한 것으로 나타나며, 소득 2천만 원 이하 소득자의 전체 소득자 비중은 47.5%에 달하나 연금저축 납입자 비중은 3.8%에

이 가장 필요한 저소득층의 가입유인을 위한 정책적인 고려가 부족하다. 최근 서구국가들에서는 연금재정안정화 개혁과정에서 훼손될 수 있는 적정성을 담보하기 위하여 새로운 노후 소득안전망을 도입하거나 강화하는 조치를 병행하고 있다(Whitehouse et al, 2009). 예를 들면 독일과 뉴질랜드, 호주의 경우 저소득층의 개인연금가입에 국고매칭펀드로 최대 50%의 보험료를 지원해주어 저소득층의 개인연금가입을 크게 높였다. 하지만 우리나라 정부의 사적연금활성화 조치계획에서는 사적연금 가입에서 배제될 수 있는 취약계층 및 저소득층의 수요를 위한 대책마련은 언급되지 않는다.

장기적 관점에서 사적연금활성화로 인해 공적연금에 가입된 자 혹은 가입되지 못한 자 그리고 공적연금 내에서도 국민연금과 특수직역연금간의 연금소득격차가 더 심해질 수 있다. 작년 공무원연금은 국민연금과의 형평성 문제로 여론의 질타를 받으며 개혁의 대상으로 오른 바 있다. 특수직역연금제도와 국민연금제도는 그 역사와 대상, 성격이 다르기 때문에 단순히 비교하기는 힘들다. 그러나 현재 노동시장에서의 고용형태가 연금수급(pension entitlements)에 영향을 미치고, 고용이 불안한 저소득층의 경우 미래의 소비에 대비하기 보다는 현재의 소비에 집중하는 근시안적 행태로 연금에 가입할 가능성은 더 낮다(Gillion et al, 2000; OECD, 2005). 따라서 공적연금에 가입되지 못한 경우 개인연금으로 노후소득을 대비할 가능성이 더욱 낮을뿐더러 공적연금에 가입되더라도 제도 유형, 불입액에 따라 향후 받을 수 있는 노후연금소득에 격차가 발생할 가능성이 높다. 따라서 본 연구의 문제의식은 ‘정부의 사적연금활성화 정책목표가 공적연금과의 보완적 관계를 유지하고자 한다는 점에서 과연 실제로도 그러한가?’에 대한 물음에서 시작한다.

전체적인 다층노후소득보장체계 내에서 공적연금가입과 개인연금가입에 대한 관계를 보는 것은 연금수급권의 관점에서 퇴직 이후 발생할 노후소득격차와 노후빈곤 방지를 위해 중요하다. 이미 서구에서는 국가에서 사적연금이 확대되면서 연금불평등이 발생된다는 증거들을 제시하고 있기

불과한 수준이다.

때문이다(Johnson et al, 1996; Hancock and Weir's, 1994; Ginn and Arber, 1999).

외국에서는 공적연금의 사적저축에 대한 구축효과 논의가 이미 1970년대부터 Feldstein(1974)을 필두로 활발하게 논의되어져 왔다. 반면 국내에서는 공적연금과 사적저축간의 관계에 대한 논의들은 있어 왔지만 개인연금과의 관계에 초점을 맞춘 논의는 찾기 어렵다. 이처럼 공적연금 개혁 및 사적연금 활성화 논의에 있어 각 층을 대표하는 연금제도간 관계 규명이 선행되어야 함(전승훈·임병인, 2008)에도 불구하고 그러한 시도는 찾아보기 힘들다. 개인연금가입 결정요인에 대한 연구들은 논의된 바 있지만 주로 미시적 차원에서의 인구·사회학적, 상속동기 및 경제적 요인들이 주를 이루는 반면, 거시적 차원에서 연금제도 간 관계에 초점을 맞춘 논의는 활발하지 못하다. 공적연금도 주로 국민연금제도에 한정되어 수행된 바 있어 특수직역연금의 경우 개인연금과 어떤 효과로 인해 어떻게 나타날지 알려진 바 없다. 특히 개인연금의 경우 정상재(normal good)의 성격을 갖기 때문에 가구소득과 연관성이 높을 수 있고 이는 불입액에 영향을 미쳐 이후 연금소득격차로 이어질 수 있지만 소득계층별로 나누어본 연구는 거의 없는 실정이다. 즉, 현재와 같은 사적연금 활성화 방안으로는 혜택을 볼 수 있는 가입자의 범위가 제한적일 수 있어 다층노후소득보장체계에서도 승자독식(winner takes all) 구조가 나타날 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 문제의식에 기반하여 공적연금이 개인연금에 어떤 영향을 미치고 있는지, 나아가 공적연금과 개인연금간의 관계가 공적연금가입여부와 제도유형에 따라 어떤 패턴이 나타나게 될 것인지, 가구소득계층분위별로 동일한 영향력을 갖는지에 대해 실증적으로 분석한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 이전까지는 가계저축이나 순자산과 같은 종속변수에 공적연금자산이 미치는 영향이 주로 분석되었지만 본 연구는 다층노후소득보장체계 관점에서 개인연금에 대해 공적연금이 미치는 관계를 공적연금가입유형과 소득계층분위별로 봄으로서 그 영향

을 더욱 정확하게 측정할 수 있다는 학문적 의의가 있다. 둘째, 최근 우리나라의 사적연금 활성화 정책의 방향이 궁극적으로는 이미 다층체계 내에서 보호받는 사람들의 노후소득을 더 강하게 보장할 가능성이 있다는 실증적 증거를 제시할 수 있을 것이다. 셋째, 실질적으로 저소득층이 다층체계에서 배제될 수 있다는 가능성을 지적하면서 이들을 0층으로 내릴 것이 아니라 1층 이상인 다층노후소득보장체계 내로 포섭할 수 있는 다층체계를 구축하게 하는 정책적 제언이 가능할 것이다.

제2절 연구문제

급격한 인구고령화로 인한 공적연금의 축소로 삭감된 연금소득을 보완하기 위해 다층노후소득보장체계 내에서 사적연금 활성화에 초점이 맞춰지고 있다. 그러나 이번 사적연금 활성화 대책으로 인해 오히려 다층노후소득보장체계에 속하는 사람과 배제되는 사람간의 노후소득격차가 커질 가능성이 있다.

그렇다면 현재 추진 중인 사적연금 활성화 대책은 우리나라 공적연금 축소에 대해 보완적 관계로 기능할 것인가? 라는 문제의식을 바탕으로 본 연구는 국민연금과 특수직역연금을 포함한 공적연금가입이 개인연금 가입에 미치는 영향이 공적연금가입유형과 가구소득계층분위에 따라 어떻게 상이하게 나타나는지를 밝히고자 한다.

이에 본 연구에서 제기하는 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 공적연금가입여부 및 유형에 따라 개인연금 가입확률이 다른가?

연구문제 2. 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계는 어떠한가?

연구문제 3. 공적연금가입유형에 따라 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계가 다른가?

연구문제 4. 가구소득계층분위에 따라 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계가 다른가?

제 2 장 이론적 배경 및 선행 연구 검토

제1절 다층노후소득보장체제와 강제 가입·자발적 가입의 관계

공적연금과 개인연금은 모두 위험의 결합(pooling)과 전가(transfer)의 원리에 기초한 보험으로 양자는 모두 은퇴 이후의 경제적 불안정을 대상으로 한다(최기홍, 2004). 가입이 강제되는 공적연금에 비해 자발적 자기의지에 의한 개인연금 선택은 기존에 보유하고 있는 연금 상품이나 다른 자산들에 의해 영향 받을 수 있다(Davidoff et al, 2005). 때문에 본 장에서는 우리나라의 다층노후소득보장체제에서 각 층을 담당하고 있는 연금제도간의 관계를 탐색하기 이전에 현재 우리나라의 노후소득보장체제로서 다층체제에 대한 이해를 선행하고자 한다.

1. 우리나라의 다층노후소득보장체제

연금이란 은퇴 이후 일정액의 소득 준비를 목적으로 체결되는 법적 구속력이 있는 계약으로 우리나라 다층노후소득보장체제로서의 연금제도를 살펴보면 <표 1>과 같다. 0층에는 소득과 자산조사를 통해 주어지는 잔여적인 일반 사회부조 방식인 국민기초생활보장제도와 자산조사를 실시하지만 보편적인 사회수당의 성격으로 소득 하위 70%에게 주어지는 기초연금제도가 있다. 일반적으로 국민기초생활보장제도와 기초연금의 재정은 국고와 지방비의 매칭형태로 구성된다(법제처, 2014). 1층에는 사회연대성 원리에 입각하여 가입강제를 통해 소득재분배 기능을 꾀하고자 하는 사회보험방식의 국민연금제도와 특수직역연금제도가 위치한다. 전 국민을 대상으로 한 국민연금은 가입기간이 10년 이상으로 수급연령에 도달하면 평생 수급이 가능한 가장 대표적인 노후소득보장제도이다. 국민연금의 경우 1998년, 2007년 두 차례의 연금개혁을 통해 급여 수준을 대폭 낮추면서 연금재정의 건전성을 개선시켰다. 하지만 공적연

금의 사각지대 개선을 위해 두루누리 사업과 같은 적용대상자의 법적 확대노력

에도 불구하고 가입자의 실질적 확대효과는 미미하다.⁶⁾ 2층의 사적부문 퇴직연금은 2005년 12월 도입된 지 현재 10년을 지나고 있다. 이는 가입 후 10년 이상유지 시 만 55세부터 받을 수 있으며 연간 1,200만원까지 추가 납입 가능하다. 이번 정부의 사적연금 활성화 대책의 일환으로 기존의 강제적 퇴직(일시)금 제도를 퇴직연금제도로(2022년까지 10인 이하의 사업장)의무 가입하도록 대체할 전망이다.⁷⁾ 3층에는 자발적 임의가입제도인 개인연금이 1994년부터 시행되고 있다. 현재 개인연금의 여러 상품들은 비과세 혜택이 있는 세제적격(연금저축)과 세제비적격(연금보험)으로 구분할 수 있다.

본 연구에서는 공적연금인 1층의 국민연금과 특수직역연금, 3층의 개인연금간의 관계를 볼 것이며 2층인 퇴직연금은 기존자료로는 충분한 사례를 확보하기 어려워 제외하기로 한다.

6) 2016년 통계청의 ‘근로형태별 부가조사 동향’자료에 따르면 3월 기준 비정규직 근로자의 사회보험 가입률은 국민연금 37.5%, 건강보험 46.3%, 고용보험 44.5%이다. 건강보험과 고용보험 가입률은 전년 동월 대비 각각 1.1%p, 0.5%p 상승한 반면 국민연금가입률은 0.4%p 하락했다.

7) 개인사업자를 대상으로 하는 퇴직연금으로 ‘노란우산공제’가 있으며 매월 일정액(5만~100만원)을 납부하면 매년 300만원 한도로 소득공제 혜택을 제공하고 있다. 나아가 정부는 2017년 7월부터 자영업자 등 소득이 있는 모든 취업자는 개인형 퇴직연금(IRP)에 가입할 수 있게 된다(고용노동부, 2016).

<표 1> 우리나라의 다층노후소득보장체계

3층	개인연금('13년, 적용: 870만 명)			임의
2층	퇴직(연)금('15.12월, 적용: 590만 명) (8.3%, 9.6~19.1%)		퇴직수당	강제
1층	국민연금('15.12월, 적용: 2,156만 명) (9%, 21.1~45.1%)		특수직역 연금**	
0층	국민기초생활보장제도/기초연금(65세 이상, 소득하위 70%)			자산조사
대상	임금근로자	자영자	공무원 /기타	적용방식

자료 : 김원식(2012), 김수환(2011), 보건복지부(2011), 금융감독원(2015), 국민연금공단(2015), 보험개발원(2014)을 취합하여 연구자가 재구성

* ()의 전자는 보험료 또는 부담률(%), 후자는 20~40년 가입 시 실질소득대체율(고용노동부, 2016)

** '13년 기준 공무원연금 107만 3천명, 군인연금 18만 3천명, 사립학교교직원연금 27만 6천명(14%, 67.3%)

이처럼 우리나라도 외형적으로는 다층노후소득보장체계가 완성된 것처럼 보이지만 내연적인 측면에서 국민들의 노후소득보장에 적절히 기여하고 있는지에 대해서는 아직 그렇지 못하다는 의견이 다수이다(이규용·김용현, 2003; 홍백의, 2005; 류건식·이상우, 2011; 이용하·임병인, 2013). 따라서 공적연금의 미성숙으로 인한 급여수준 축소, 수급개시연령 지연으로 인한 연금공백기의 노후소득위험에 대비하고자 정부는 사적연금 활성화를 통한 개인연금에 초점을 맞추고 있다. 때문에 우리나라에서는 사적연금이 공적연금과 보완적 관계에서 노후소득을 보장할 수 있는지에 대한 논의가 필요하다.

그 전에 공적연금 내에서의 국민연금과 특수직역연금에 대한 이해가 필요하다. 기존 연구에서는 주로 공적연금을 국민연금으로만 한정시켰던 것과는 달리 본 연구에서 특수직역연금을 포함시킨 이유는 두 제도간 목

표와 특성이 명확하게 다르기에 공적연금에 대한 결과를 국민연금과 동일하게 해석하는데 무리가 있기 때문이다.

<표 2>에서 알 수 있듯, 1988년 도입된 국민연금은 증가하는 사회적 위험에 대한 대책마련을 위해 소득재분배를 통한 전체 국민의 사회안정망을 제공하는데 목표가 있다. 때문에 수익비에 있어 고소득층의 경우 약 1.3배에 반해 월 100만원 저소득층은 가입기간에 따라 최대 2.8배까지 받을 수 있다(국민연금공단, 2015). 하지만 국민연금에 있는 대상자들은 안정적인 고용상태의 임금근로자들도 있는 반면 고용의 불안정으로 인해 사각지대에 노출되거나 가입과 탈퇴가 빈번해 실질적인 노후소득보장을 하지 못하는 경우가 많다(홍백의, 2006). 따라서 가장 많은 사람들이 지급받는 수급액은 10-30만원 수준이다. 때문에 국민연금에 가입된 합리적인 개인이라면 감소되는 부분을 개인연금으로 상쇄할 가능성이 크다. 하지만 실제로는 고용이 불안정한 저소득 근로자들의 경우 단기적인 생존의 위험에 노출되어 있기 때문에 장기적인 관점에서 소득보장위험은 그들의 우선순위에서 밀리게 된다(Gillion et al, 2000).

민간부문에 종사하는 국민연금과는 달리 특수직역연금은 공무원 연금제도(1960년 도입), 군인연금(1963년 도입), 사립학교교직원연금제도(1975년도 도입), 별정우체국연금(1991년 도입)으로 구성되어 공공부문에 종사하는 자들을 위해 일찍이 독립된 연금제도이다(이재섭·황정아, 2008). 특수직역연금은 공무원, 군인, 사립학교 교직원과 그 가족 및 유족의 생활안정·복리 증진과 장기근속한 공무원에 대한 보상을 목적으로 한다. 공무원은 직무 특성상 고용이 안정적이며 이에 따라 연금납입도 안정적이다 그리고 가입연수가 길어질수록 수익비도 올라가게 되면서 최대 3.34배까지 받을 수 있다. 단적인 예로, 특수직역연금 수급자 중 150만 원 이상 수급하는 사람이 전체의 85%가 넘는다.⁸⁾ 이러한 특수직역연금은 인구고령화로 인한 재정적 지속가능성과 더불어 국민연금과의 형

8) 공무원연금 수급자는 20년 이상 근무한 퇴직 공무원으로서 퇴직 전 최종 소득의 50% 연금급여지급률에 의하여 연금을 수령하고 매년 소비자물가상승률에 의하여 연금연동(price based pension indexation)이 되기 때문에 절대적 빈곤위험가능성은 매우 낮다(이재섭·황정아, 2008).

평성 측면에서 문제되어 왔으며, 공무원연금의 경우 2015년 여론의 질타로 인해 ‘더 내고 덜 받는’ 개혁안에 동의한 바 있다(장원진, 2016). 합리적인 개인이라면 높은 연금을 받게 되는 특수직역연금 가입자는 개인연금에 가입할 동기보다 대체효과가 더 크게 나타날 것이다. 특수직역의 개인연금가입에 대한 연구는 거의 전무한 실정이지만, 특수직역연금 가입자들이 가계저축에는 구축효과를 갖거나(임경목·문형표, 2003; 강성호·임병인, 2005), 저축을 더 많이 하거나(장원진, 2016)에 대해서는 결과가 다양하다.

따라서 같은 공적연금인 국민연금의 개인연금에 대한 관계가 특수직역연금에도 동일하게 적용된다고 말할 수 없기 때문에 개별적인 분석이 필요하다. 다음 장에서는 강제적 방식의 공적연금과 자발적 방식의 개인연금간의 논의가 어떻게 이루어지고 있는지에 대한 실증적 근거들에 대해 살펴본다.

<표 2> 특수직역연금과 공적연금 비교

종류	공적 연금	
	특수직역연금	국민연금
역사	공무원연금 1960. 1. 1 시행 (1996,2001,2010년 개혁) 군인연금 1963. 1. 1시행 사립학교교직원연금 1975년 시행 별정우체국연금 1992년 시행	국민연금법에 의해 1988년 1. 1시행 국민연금공단에 의해 운영됨 (1998년 2007년 개혁)
정책목표/성격	공무원, 군인, 사립학교교직원의 그 가족 및 유족의 생활안정과 복리증진	전체 국민의 생활안정과 복리증진 소득재분배를 통한 사회안전망제공
가입자 특성	안정적인 고용상태	다수가 고용의 불안정과 사각지대에 노출 직장가입자/지역가입자/임의가입자/납부예외자
소득 대체율	33년 재직시 62.7%(공무원연금기준) (2010년 이전 가입자는 76%)	40년 가입시 40%(2028년 기준)
수급액 중 최빈구간	150만원 (전체수급자의85.5%)	10~30만원 (전체수급자의 73.4%)

가정	대체효과 > 은퇴, 상속 인식효과	공적연금으로 축소된 급여액을 보완하기 위한 견인효과
실제 (저축에 있어)	·대체효과가 큼(임경목·문형표, 2003) ·국민연금에 비해 구축효과가 작음(강성호·임병인, 2005)	·구축(김재호, 2011) ·보완(김원섭 외, 2006, 2015; 전승훈, 2006) ·유의하지 않음(전승훈·임병인, 2008; 문용필, 2012; 김경아, 2014)
	개인연금이 정상재인 성격상 소득수준에 따라 다르게 나타날 수 있음	

자료: 국민연금공단(2015), 보건사회연구원(2012), 김상호(2008), 김태일·박규성(2014) 참고하여 연구자가 재정리

본 연구는 사적연금 중에서도 개인연금에 초점을 맞추고 있다. 우리나라의 개인연금은 저축 및 장기자본의 축적을 용이하게 함으로서 자본시장을 활성화하여 국민경제에 기여하고 공적연금재정 지속가능성의 측면에서 정부의 사회보장비용의 부담을 경감시키기 위한 목적으로 1994년 세제적격⁹⁾ 개인연금저축(구개인연금)이라는 명칭으로 도입되었다. 연금저축은 2013년 신연금저축 개정으로 인하여 퇴직연금과 함께 연금저축계좌로 통합되면서 5년 이상 가입하면 55세 이후 10년 이상 연금으로 수령할 수 있게 되었다(기획재정부, 2014).

세제적격 개인연금은 본질적인 상품구조는 같지만 납입액의 투자수익률 및 보장기능에 따라 은행(개인연금신탁), 보험회사(개인연금보험), 증권회사(개인연금펀드)별로 다양한 상품이 판매되고 있다. 2013년 이후 연금저축계좌는 가입대상에 제한이 없어지고 최소가입기간도 10년에서 5년으로 줄었다. 연간 납입한도는 1,200만원에서 1,800만원으로 늘면서, 분기당 300만원이던 납입한도가 없어지며 한 번에 1,800만원을 넣을 수 있게 되었다. 또한 소득공제에서 세액공제로 전환됨에 따라 혜택이 증가된 저소득계층은 가입여력이 적어 여전히 신규가입이 적은 반면, 세제혜택이 줄어들 것을 우려하는 고소득층의 신규 가입이 주춤세를 보이기도

9) 세제적격이란 개인연금에 가입 시 개인이 납입한 연간 보험료 또는 저축액에 대해 연말정산 시 소득세 산정에서 공제혜택을 제공받을 수 있는 자격을 의미한다. 제도 도입 이후 2013년 신연금저축법 개정으로 현재 400만원까지 공제혜택을 받을 수 있다(금융감독원, 2016).

한다(보험개발원, 2014).

세제적격개인연금의 대체상품으로 세제비적격 연금제도는 거의 모든 생명보험회사에서 다양한 이름으로 시중에 판매되고 있으며 대표적인 노후보장을 위한 투자상품이 변액연금보험¹⁰⁾이 있다. 세제비적격 개인연금의 적립금 규모는 세제적격 개인연금에 비해 3배 정도 많은 수준으로 우리나라의 경우 세제비적격 개인연금규모가 더 크게 나타난다(보험개발원, 2014). 연금보험의 경우에는 보험료에 대한 소득공제 혜택은 없는 대신 연금 수령 시 연금 소득세가 부과되지 않는다. 또한 중도 해약 시 가산세 추징 등의 불이익이 없으며 납입 한도가 없어 불입금의 설정이 자유롭다. 이에 따라 세액공제혜택을 받을 수 있는 연금저축의 경우 임금근로자들이, 비과세 혜택의 경우 주부나 자영업자 혹은 자산이 많은 사람들에게 유리하게 이용되어 진다 할 수 있다. 이를 정리한 내용은 아래의 <표 3>과 같다.

10) 이러한 연금보험 상품은 수익창출의 이자지급방식에 따라 확정금리형, 변동금리형, 변액신탁형으로 분류된다(신종욱, 2006).

<표 3> 세제혜택에 따른 개인연금

	세제적격 개인연금			세제비적격 개인연금
	연금저축신탁	연금저축펀드	연금저축보험	연금보험
가입대상	제한 없음			
납입한도	전 계좌 합산 연간 1800만원			불입액 자유롭게 설정
가입조건	최소가입기간 5년 55세 이후 연금 수령가능			10년 이상 불입 시 45세 부터 수령가능
수령기간	최소 연금 수령기간 10년			일시금부터 종신형까지
납입시 소득/세액 공제	납입금액 연 400만원까지 13.2% 공제			소득공제 혜택 없음
수령시 세제적용	연금소득세 3.3%~5.5%(개인연금 수령액 연 1200만원 내 가입자의 경우)			이자소득세 면제

출처 : 금융감독원(2013), 보험개발원(2014)을 참고하여 연구자가 재정리

주 : 제 7차 재정패널조사의 세제적격개인연금과 세제비적격개인연금의 분류체계를 참고.

2. 대체적 관계와 보완적 관계에 대한 이론과 실증적 증거

공적연금은 적용방식에 있어 국가가 정하는 공법에 의하여 가입이 강제된다. 하지만 개인연금의 경우 사법에 의해 18세 이상일 경우 누구나 자발적으로 가입이 가능하다. 때문에 이들 제도 간에는 두 가지 관계가 존재할 수 있다. 한 가지는 두 제도 중 다른 하나가 다른 하나를 대체하는 경우로 공적연금가입이 개인연금가입을 구축(crowd out)할 때를 말한다. 다른 하나는 두 제도가 상호보완적인 기능을 수행하면서 개인의 소득보장효과를 높이는 것으로 보완적 관계라고 할 수 있다.

1) 대체적 관계

대체적인 관계란 두 제도 간에 있어 부(negative)적인 관계가 유의하게 나타나는 것으로 공적연금의 가입으로 인해 개인연금가입을 구축할 때

이러한 관계가 나타난다고 볼 수 있다.

생애주기가설에 따르면 개인은 전 생애에서의 평탄한 소비를 위해 근로 기간동안 노후를 대비하여 저축을 하게 된다(Yarri, 1965). Yarri(1965)에 따르면 죽음의 불확실성과 유산동기를 갖지 않는 개인은 노후소득을 종신연금(annuity) 형태로 취할 때 소비의 최적화가 가능하다고 한다. 그러나 현실에 있어 은퇴시기의 개인은 여러 가지 동기로 인해 개인 자산의 연금화를 꺼려하는 현상이 발생하는데 이를 연금퍼즐(annuity puzzle)이라고 한다. 연금퍼즐의 원인은 정보의 비대칭성(asymmetric information)으로 인한 역선택(adverse selection), 유산동기(bequest motive)가 존재하거나 다른 종신연금이 있을 때 발생한다(Lockwood, 2012).

이러한 원인 중 정보의 비대칭성과 역선택으로 인한 문제들을 보완하기 위하여 국가는 위험분산(risk pooling) 기능의 공적연금을 만들게 된다(Barr, 2004). 그러나 공적연금은 민간저축간의 관계에 있어 개인의 저축행위를 구축하는 효과가 있을 수 있다.

Feldstein(1974)에 의하면 공적연금으로 인해 개인이 현재 지출되는 보험료를 퇴직 이후 수급 받을 수 있다고 예상할 때 저축행위가 감소하게 되고 이를 공적연금이 사적저축을 대체하는 효과를 갖는다고 말한다. 가입자들이 스스로 기여한 금액보다 은퇴 후의 연금액이 높다고 기대하게 되면 저축을 줄일 유인이 발생하게 된다. 즉, 공적연금으로 인해 향후 받게 될 연금급여에 대한 기대로 저축이 감소하게 될 수 있는 것이다.

그리고 사회보장제도의 확대는 기여금에 기반한 조세부담을 수반하므로 국민의 저축의욕을 감소시킬 가능성이 있다. 저축의 여유가 없는 경우 공적연금으로 저축을 대체해 버리게 되며 저축의 여유가 있는 경우라도 공적연금으로 인해 노후보장이 공적으로 이루어지기 때문에 상대적으로 개인적인 노후대비 중요성을 감소시킬 가능성이 있게 되어 공적연금과 대체적 관계를 갖게 되는 것이다.

2) 보완적 관계

보완적인 관계란 두 제도 간에 있어 정(positive)적인 관계가 유의하게 나타나는 것으로 공적연금의 가입이 개인연금 가입을 높일 때 이러한 관계가 나타난다고 볼 수 있다. 생애주기가설에 따르면 공적연금제도로 인해 자발적인 저축이 대체되는 효과가 나타나 민간저축이 감소된다. 이에 반해 다양한 공적연금의 성격으로 인해 저축동기가 증가하는 보완적 관계가 나타날 수 있다.

첫째, 공적연금제도를 도입하게 되면 노후생계가 보장되기 때문에 노년층 근로자들의 퇴직을 앞당겨 은퇴유발효과(the inducement-retirement effect)가 나타나게 된다(Feldstein, 1974). 만약, 가입자들이 기여한 금액보다 은퇴 후의 연금액이 낮다고 생각하는 경우, 조기퇴직으로 인해 잃게 되는 소득이 발생하게 되면서 노후생계를 위해 설정한 목표 저축액을 달성할 수 없게 된다. 따라서 퇴직예정자는 짧은 근로 기간 중에 보다 많은 저축을 통해 목표 저축액을 달성하려는 노력을 하게 되어 저축을 유인하는 효과가 나타나게 되는 것이다. Feldstein(1974)은 생애주기가설에 조기퇴직효과를 포함시킴으로서 퇴직시점을 내생화한 Ando and Modigliani (1963)의 확장된 생애소득가설(extended life cycle hypothesis)을 이용하여 공적연금이 민간저축에 미치는 영향을 최초로 실증분석 하였다. Feldstein(1974)는 공적연금과 민간저축간의 관계를 사적저축을 감소시키는 대체효과, 증가시키는 은퇴효과로 분류할 수 있고 관계는 이 두 효과의 상대적인 크기에 따라 결정된다고 하였다.

둘째, 저축동기에는 자신의 노후 생계를 위한 동기 외에도 자손들에게 유산을 남기려는 상속동기(bequest motive)에 의해 민간저축이 증가할 수 있다(Barro, 1974; Kotlikoff, 1979). 개인은 공적연금에 가입한 이후 자신이 납부한 보험료에 의해 사회보장부(social security wealth)가 축적된다. 부과방식의 공적연금에서는 세대 간 이전이 이뤄지기 때문에 부모가 자식세대로부터 소득을 이전받거나 이전해 주는 경우에는 같은 금액만큼을 유산상속을 통해 자식세대에게 보상해주고자 하는 동기에서

민간저축이 증가하게 될 수 있다(Barro, 1974). 하지만 유산상속 동기는 모든 계층에 걸쳐 일어 난다기 보다는 일부 고소득계층에 한하여 부분적으로 나타날 수 있다(David and Menchick, 1985). 또한 죽음에 대한 불확실성으로 인해 개인은 자신의 사망 시기를 정확히 예측할 수 없으며 이에 대한 대비를 위해 저축을 증가할 수도 있다. 따라서 개인의 사망 이후 남겨진 재산에 대해서는 상속을 위한 저축이 될 수도 있지만 자신의 사망 시기를 정확히 예측하지 못해 우연히 유산을 남겨놓게 되는 결과를 가져왔을 가능성이 크다. 그러나 이런 상황에서도 여전히 노후생계를 대비하기 위한 저축의 동기는 유효한 것이 되기 때문에 상속동기를 고려하지 않은 생애주기가설에 의한 분석 또한 여전히 유효하다고 할 수 있다.

셋째, 공적연금제도는 노후생계를 보장하는 기능 이외에도 개인이 노후 소득대비에 대한 중요성을 인식하게 되어 저축이 늘어날 수 있는 인식효과(recognition effect)의 기능도 하게 된다(Feldstein, 1974). 국가가 공적연금을 통해 노후소득을 대비하는 제도를 도입하게 되면 과거 노후생계에 대한 중요성을 크게 인식하지 못했던 개인일지라도 현실의 문제로 인식하게 된다. 또한 국가에서의 공적연금 개혁으로 인한 연금급여 삭감, 소득대체율 인하, 연금재정 고갈 등의 이슈로 인하여 여론이 시끄럽게 되면 개인도 노후대비에 동요하게 되어 저축이 증가할 수 있다.

이를 종합하여 공적연금이 사적저축에 미치는 영향에 있어 나타날 수 있는 보완적 혹은 대체적 관계에 대한 효과들은 대체효과, 은퇴효과, 상속효과, 인식효과의 상대적인 관계에 의해 결정되며 이는 아래의 <표 4>과 같다.

<표 4> 대체적 관계와 보완적 관계

대체적 관계	대체 효과 (-)	향후 받게 될 공적연금급여에 대한 기대로 저축이 감소되는 효과. 공적연금에 의해 노후소득이 보장된다면, 퇴직 후 필요 자산을 대체하게 되면서 자발적 저축이 감소함
보완적 관계	은퇴 효과 (+)	공적연금이 존재하지 않는다면 나이가 들어서도 계속 일을 해야만 하지만 공적연금도입이 사람들로 하여금 이전보다 빨리 은퇴하도록 함. 이에 퇴직상태에서 보내는 노후기간이 연장되는 결과에 따라 더 많은 저축이 필요하게 되어 저축이 증가함
	상속 효과 (+)	부과방식의 공적연금인 경우 미래세대가 현재 세대를 부양해야 하기 때문에 자식들의 가처분 소득이 줄어든 것으로 생각하여 이를 상쇄하기 위해 저축이 증가함.
	인식 효과 (+)	공적연금제도의 도입 혹은 수차례의 개혁으로 인하여 노후대비 필요성을 느끼거나, 노후준비에 소홀히 해 왔던 사람들이 퇴직 후 소비생활을 유지하기 위해 준비가 필요하다는 사실을 인식하게 되어 자발적 저축이 증가함.

3) 공적연금과 사적저축의 대체/보완적 관계에 관한 실증적 증거들

공적연금이 사적저축/가계저축 간에 미치는 영향에 대한 연구는 외국에서는 이미 활발하게 논의되어 온 바 있다. 공적연금이 개인연금에 미치는 영향에 대한 논의는 개인연금이 사적저축의 한 부분이라는 가정 하에서¹¹⁾ 공적연금과 사적저축과의 관계에 대한 선행연구들을 먼저 살펴볼 필요가 있다.

11) 순자산이란 일반적으로 대차대조표상의 자산(資産)의 합계액에서 부채(負債)의 합계액을 공제한 잔액을 말한다. 자산에는 모든 종류의 금융기관 예·적금과 전월세 보증금을 포함한 금융자산과 부동산 및 자동차와 같은 실물자산을 합한 것이며, 부채는 금융부채와 임대보증금을 합한 것이다. 그렇게 보면 선행연구에서 주된 종속변수였던 가계저축으로 ‘순자산’을 저축으로 보고 분석하였는데 개인연금은 자산 중에서도 금융자산의 일부라고 할 수 있다. (금융자산=은행 등 금융기관의 예·적금, 펀드, 채권, 주식, 저축성보험 연금성 보험, 빌려준 돈, 기타)

외국에서는 일찍이 공적연금의 사적저축에 대한 구축효과에 대한 실증적인 증거들이 많이 축적되어 있다. 공적연금이 사적저축을 구축하고 있다는 최초의 연구는 Feldstein(1974)에 의해 진행된 바 있다. Leimer and Lensnoy(1981)는 Feldstein(1974)의 사회보장부(SSW: Social Security Wealth)추정 방식에 오류가 있음을 지적하면서 재 추정 결과 연금자산의 증감이 민간저축에 유의한 영향을 미치지 않거나 오히려 반대의 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 그러나 Feldstein(1995)은 지적된 문제들을 수정한 후 시계열 데이터 범위를 1921년부터 1992년까지 확장하여 추정한 결과에도 여전히 공적연금이 민간저축을 60% 구축하고 있음을 보였다. 나아가 King and Dicks-Mireaux(1982)는 사회보장자산이 증가함에 따라 저축자산이 25% 감소한다고 하였고, Jappelli(1995)의 연구에서는 이탈리아에서도 연금자산에 의해 사적저축이 약 10~20%의 대체효과를 나타낸다 하였다. 이처럼 공적연금이 일찍 도입되어 충분히 성숙된 국가에서는 사적저축을 구축하는 효과가 나타나기도 한다. 하지만 공적연금이 사적저축을 구축하는가에 대해서는 통계적으로 유의하지 않거나 아주 미미한 대체관계를 보이고 있다는 연구들도 존재한다(Diamond and Hausman, 1984; Hubbard, 1986; Gustman and Steinmeier, 1999).

국내에서도 공적연금과 민간저축간의 관계에 대한 연구들이 많이 선행되어져 왔고 두 관계가 구축효과를 갖는다는 연구들(김상호, 2003, 2007; 강성호·임병인, 2005; 전승훈, 2010)과 구축효과가 나타나기는 하지만 통계적으로 유의하다고 보기 어렵다는 연구들이 존재한다(윤석명, 2006; 강성호·임병인, 2008; 전승훈·임병인, 2011; 김홍대, 2013).

이상의 기존 연구들을 종합하여 보면 국외의 경우 상속효과를 제외하면 거의 대부분의 연구에서 공적연금제도가 민간 저축을 구축한다는 결과를 갖고 있었다. 반면에 국내에서는 아직 공적연금제도의 미성숙으로 인해 대체적 혹은 보완적 관계가 동시에 나타나고 있다. 그리고 대부분의 연구들이 공적연금가입자들만을 대상으로 그들의 기대연금자산이 사적저축에 어떤 영향을 미치는지에 초점을 맞추고 있었다. 또한 공적연금이 민간저축에 미치는 영향은 거의 모두 국민연금에 국한하여 분석이 이루어

졌고, 기대연금자산을 추정하는데 있어 개인의 은퇴시기를 가정하고 있다. 하지만 이것은 고용불안으로 조기은퇴가 활발히 이루어지고 경제적 불안으로 인해 은퇴시기를 늦추면서까지 일하는 고령자들의 현 상황을 면밀하게 반영하지 못하는 강한 가정인 경우가 많다. 이러한 가정의 적절성에 대한 논의는 Feldstein(1974)의 사회보장부(SSW) 추정치의 오류에 대한 반론에서부터 시작해 현재 국내·외에서 여러 경제학자들로부터 지적되고 보완되고 있다. 이러한 비현실적인 가정들로 인한 추정치의 경우 결과가 과대추정이 되어버릴 가능성이 있다는 점에서 본 연구에서는 추정치가 아닌 실제 연금가입자들의 연금납부액에 근거해서 보는 것이 보다 현실적이라고 판단하여 실제 월평균불입액으로 보고자 한다. 나아가 공적연금 내에서 국민연금과 특수직역연금을 구분하여 개인연금가입과 불입에 어떤 영향을 미치고 있는지에 대해 분석한다. 또한 가구소득계층분위 간에서도 보완/구축효과가 다양하게 나타날 수 있음을 고려하여 추가적인 분석을 실시하겠다.

제 2 절 공적연금 및 가구소득계층이 개인연금에 미치는 영향

1. 공적연금과 개인연금

본 연구의 첫 번째 목적은 다층노후소득보장체계에서 1층에 속하는 공적연금인 국민연금과 특수직역연금이 3층 개인연금에 미치는 영향이 보완적인지 혹은 대체적인지를 규명하기 위함이다. 따라서 본 절에서는 1장에서 논한 보완적 혹은 대체적(구축효과)관계에 기반하여 공적연금이 개인연금에 미치는 영향에 대한 선행연구의 실증적 결과들에 대해 살펴본다.

공적연금의 축소로 인한 소득대체율 인하의 간극을 메울 수 있는 수단으로서 사적연금에 기대하는 바가 커지고 있다. 그럼에도 불구하고 개인연금 가입에 대한 연구들은 타 연금제도에 비해 활발히 이루어지지 못하고 있다. 지금까지 이루어진 개인연금에 관한 연구들은 주로 공급자 측면에서 보험사의 판매 성과, 전략, 상품개발 그리고 세제혜택과 관련한 수익비 분석에 집중된 반면, 수요자 측면에서는 주로 개인연금 가입과 불입액에 대한 결정요인들이 주를 이룬다. 사적연금 활성화 정책으로 인하여 발생할 수 있는 다층소득보장체계의 사각지대를 완충시키기 위하여 서라도 각 층 제도 간 관계에 대한 연구가 선행되어야 할 필요성에도 불구하고 제도적인 변수에 대한 선행연구는 거의 이루어진 바가 없다(전승훈 외, 2008; 김원섭 외, 2015). 특히 다층노후소득보장체계에 근거한 연금제도 간의 관계에 대한 연구는 찾기 힘들다.

앞에서는 주로 공적연금과 민간저축간의 관계에 대해 탐색했다면 본 장에서는 초점을 좁혀 본 연구의 대상인 개인연금 가입과 관련한 실증분석에 집중한다. 공적연금가입이 미래 연금 수급을 기대함으로써 개인연금 가입을 기피하고 불입액을 줄이는 요인으로 작용할 경우 공적연금이 개인연금을 구축(crowding-out)하고 있다고 말할 수 있다. 이에 반해 퇴직 후 연금액 혹은 보유하고 있는 자산 및 소득만으로는 노후생활이 보장되지 않는다고 판단하여, 급격한 소득감소에 따른 충격을 완화시켜

주기 위한 예비적 저축동기(Deaton, 1991)가 발현되어 은퇴효과, 상속효과, 인식효과 등이 나타날 때 개인연금이 보완적 관계를 가지고 있다고 할 수 있다.

공적연금이 개인연금과 유의하게 양(+)의 보완적 관계를 갖는다는 연구들을 살펴보면 다음과 같다. 김원섭 외(2006)의 개인연금 가입현황에 대한 연구에서 국민연금가입자의 경우 미가입자에 비해 개인연금 가입률이 높게 나타났다. 또한 전승훈 외(2006)에서도 국민연금 가입자일수록 개인연금의 신규가입 또는 유지 가능성이 높아진다는 결과를 제시하였다. 최근 제도적 요인을 중심으로 본 김원섭 외(2015)는 개인연금 가입과 납부액의 결정요인을 분석한 결과 공적연금에 가입할수록 개인연금 가입가능성이 높아 보완적 관계를 가짐을 확인하였다. 또한 납부액에 있어서도 공적연금과 퇴직급여 납부액이 증가할수록 개인연금 불입액이 증가하는 것으로 추정되었다. 나아가 사적부문에 있어 저축성 보험은 개인연금과 보완적 관계가 존재하지 않는 반면 보장성보험과 개인연금은 관계는 상호보완적 관계를 가지고 있고 이러한 이유는 각 제도별 연금제도가 미성숙한 원인에 있다고 하였다.

반면, 공적연금과 사적연금을 상충관계(trade-off)혹은 구축관계(crowding-out)로 바라보면서(Behrendt, 2000) 사적연금의 확장이 공적연금을 구축한다는 연구결과들도 제시된다. 일반적으로 공적연금과 사적연금 간에는 대체효과가 있는 것으로 알려지고 있다(Gruber and Wise, 1997). Inkmann et al.(2010)은 연금소득이 자발적인 연금시장 참여를 구축하고 있다고 하였고, 김재호(2011)는 2007년 국민연금 개혁으로 인한 국민연금 급여삭감이 개인연금보험료에 미치는 영향에 대한 DID 분석을 4분위의 소득수준별로 확인하였다. 그 결과 1, 2분위에서는 그 영향이 통계적으로 유의하지 않은 반면 3분위는 구축효과를, 4분위에서는 보완적 관계를 갖는다는 것을 밝혔다. 하지만 분석대상을 만 50세 이상 60세 미만으로 한정함으로써 연령에 따른 차이를 고려하지 못했다. 또한 국민연금 가입자와 미가입자 중에 소득분위의 공동지지영역에¹²⁾

12) 국민연금의 급여삭감에 따른 이중차이분석(DID)를 실시할 때, 국민연금가입자를 처리집단(treated group)으로 국민연금 미가입자를 통제집단(control group)으로 구분하여 공동지지영

해당하는 표본만을 분석하면서 1,2분위가 제외되어 실질적인 저소득층의 개인연금가입에 대한 고려가 이루어지지 못했다는 한계가 있다.

한편, 일정한 방향으로 유의한 결과가 나오지 않은 연구결과들도 있다. 김태일(2007)¹³⁾의 연구에서는 공적연금이 민간의 자발적인 저축을 감소하는 역할을 할 수 있지만 그 여부는 확실치 않다고 하였다. 전승훈·임병인(2008)의 연구에서는 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 결과를 발견하지 못했다. 즉, 국민연금자산규모의 증가나 감소가 개인연금을 통한 저축행위를 보완 및 구축하는지에 대한 효과를 찾을 수 없다고 하고 있다. 그러나 해당 연구는 45세 이상만을 대상으로 하는 국민노후보장패널을 활용하여 실제 개인연금가입이 많이 이루어지는 30대의 연령층을 포함하지 못하였고, 고용형태도 직종으로 한정시켜 종사상 지위별로는 개인연금 가입효과에 어떠한 차이가 있는지 볼 수 없었다는 점에서 한계가 있다. 문용필(2012)의 연구에서도 중·고령자의 공적연금 가입여부는 개인연금가입에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 김홍대(2013)의 경우 공적연금자산이 개인연금자산에 미치는 영향에 있어 공적연금을 국민연금으로 한정시켜 분석하였으나 이를 공적연금으로 해석해버렸다는 한계가 있다. 또한 국민노후보장패널을 활용해 중·고령자들만을 대상으로 하였다는 점에서 폭넓은 연령대로의 접근이 필요하다는 한계가 있다.

마지막으로 공적연금에 있어 특수직역연금이 사적저축에 미치는 영향에 대한 연구들을 살펴보면, 임경목·문형표(2003)의 연구에서는 민간저축에 대한 공적연금의 구축효과가 국민연금에서는 발견되지 않지만 특수직역연금에서는 통계적으로 유의하게 약 62%의 가계저축을 구축하는 것으로 분석되었다. 이에 반해 강성호·임병인(2005)은 도시가계조사의 1998

역에 있는 관측치만을 대상으로 하였다. 공동지지(common support)는 정책집단과 통제집단간의 성향점수의 교집합에 속한다는 의미다(김재호, 2011)

13) 특수직역연금수급자들을 실험집단으로 하고 민간부문의 공적연금비수혜자를 통제집단으로 하여 준실험적 방법(quasi-experimental method)에 의해 공적연금이 노후소득에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 공적연금 수혜가구의 총소득이 비수혜가구의 소득보다 상당히 높은 것을 확인함. 그러나 통제변수를 교육만으로 한정시켜 학력 이외에 노후소득에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하지 못함.

년 2002년 자료를 활용하여 분석한 결과 공무원 가구의 구축효과가 비공무원 가구의 구축효과에 비해 통계적으로 유의하게 작게 나타난다고 밝혔다. 이는 공무원 가구에서 연금의 자산대체효과보다 연금으로 인한 조기은퇴 유인이 발생하여 노후를 대비하고자 하는 욕구가 더 강해지는 은퇴효과가 상대적으로 더 크기 때문이라고 해석했다. 하지만 공무원연금의 경우 국민연금보다 수익비가 훨씬 높게 설계되어 있다. 따라서 노후소득부족을 예상하여 저축이 증가된 것이라기보다는 안정적인 수입으로 인해 부가적으로 개인연금에 가입할 여력이 증가되어 나타난 결과일 수 있다. 따라서 국민연금과 특수직역연금에 대한 개인연금 가입효과의 해석을 위해서는 개인의 소득분위에 따른 분석이 추가적으로 필요하다. 최근 장원진(2016)은 국민연금과 특수직역연금의 기대자산이 가계저축에 주는 영향을 분석한 결과, 특수직역연금 순기대연금자산은 통계적으로 유의한 값을 가지지 못한 반면에, 국민연금 순기대자산은 저축견인효과(crowd-in effect)가 나타남을 밝혔다. 이는 국민연금자산의 자산대체효과보다 국민연금을 받지 못하게 될 수도 있을 것이라는 사회전반적인 인식에 대한 인식효과가 대체효과보다 상대적으로 강하게 나타났기 때문에 저축이 증가하였다고 해석한다. 하지만 연금가입이력에 변동이 있는 사람을 제외하다보니 최종 특수직역연금가구 표본이 125명에 불과하며 기대연금자산을 추정할 때 연금연구가 그렇듯 은퇴시기를 비현실적으로 가정했다. 또한 저축분위에 따라 공적연금의 기대연금자산이 다양하게 나타남을 추정하였는데 보험료는 현재시점의 가구소득에서 지출되는 성격이 있어 가구소득으로 나눠 보는 것이 분위별 납입액에 대한 분석의 성격을 더욱 잘 반영할 수 있는 한계가 있다.

선행연구를 통해 종합해 본 결과는 다음과 같다. 앞장에서 대부분의 국외문헌들은 공적연금이 사적저축/가계저축을 구축하는 효과가 나타난다는 결과가 대부분이었다. 우리나라의 경우 공적연금이 개인연금과 보완적이라는 연구(김원섭, 2006, 2015), ,유의하지 않은(김태일, 2007; 전승훈·임병인, 200; 문용필, 2012),특수직역연금가입자의 경우 저축을 구축하는(임경목·문형표, 2003; 장원진,2016)결과로 일정한 방향으로의 합

의가 어렵다. 그리고 대부분의 선행연구들은 다층노후소득보장체계를 통합적인 관점에서 바라보아야 함에도 불구하고 주로 공적연금만을 중심으로 고찰하였다. 특히 공적연금 중에서도 국민연금에 국한되어 분석하였으며 특수직역과의 관계를 함께 본 연구는 매우 드물다.

2. 공적연금 유형과 개인연금

공무원연금을 국민연금과 비교할 때, 공적연금가입자 간의 형평성이 심각하게 문제가 되고 있다. 이를 실증적으로 밝힌 연구로는 박유성·정민열(2015)의 공무원연금추계연구가 있다. 공무원연금과 국민연금의 월평균 소득과 보험료, 향후 수급금액 등을 비교한 결과 2013년 기준 공무원연금 개인부담금 수입으로부터 추산된 공무원의 월평균소득은 3,627,445원으로 나타난다. 또한 공무원 월평균 소득은 국민연금 직장가입자의 상위 22%인 3,600,000~3,680,000원 구간에 속하는 소득자로 분류되어 민간부문의 국민연금가입자들에 비해 높은 수준의 소득수준을 유지하는 것으로 드러난다. 높은 소득수준은 많은 보험료 불입을 가능케 하여 이후 연금수급액이 높아져 노후연금소득에 격차가 발생할 가능성이 크다.

보건복지부(2013)의 「다층노후소득보장실태조사」에 따르면 공무원연금의 평균 보험료가 국민연금에 비해 139% 높은 수준에서 납부되고 있는 것으로 보고된다. 국민연금의 기준소득월액이 2016년 기준 434만원으로 상한선이 설정되어 있는 반면 공무원연금은 이에 비해 사실상 소득월액의 제한이 없다. 국민연금은 연금산식에 소득재분배기능을 하는 ‘A 값’¹⁴⁾이 포함되어 있어 고소득자가 저소득-중산층의 연금을 보장하는 형태라 최고수령액이 낮다. 하지만, 공무원 연금은 소득재분배를 목적으로 하는 제도가 아니기 때문에 하위직 공무원은 고위직 또는 교육공무원보다 상대적으로 낮은 연금을 받는 구조로 되어 있어 고위직 공무원에게 절대적으로 유리한 제도임을 알 수 있다.¹⁵⁾ 이재섭·황정아(2008)의 연구 결과 공무원연금수급자 가구의 소득을 일반 가구와 비교 시, 1.7배, 지출은 1.5배 차이를 나타내 공무원연금을 수급하는 노인세대의 노후소득보장이 일반 노인세대에 비해 매우 잘 이루어져 있음을 확인할 수 있다. 특히 공무원연금수급자의 평균가구소득액이 405만원, 평균연금액은

14) 연금수급 전 3년간 전체 가입자의 평균소득월액의 평균액(국민연금공단, 2015)

15) 공무원연금제도는 14%의 부담금으로 30년 가입기간 기준 57%의 소득대체율의 구조를 가진다 (박유성·정민열, 2015).

236만원으로 나타나, 일반 국민의 노인 가구 소득 및 지출과 상대적으로 비교했을 때, 공무원연금수급자가구의 노후보장이 상당히 충분한 수준임을 알 수 있다.

이에 반하여 민간부문에 종사하는 근로자를 위한 공적연금인 국민연금은 연금제도 도입부터 이미 은퇴한 노인들 및, 납부예외자 등 제도의 사각지대가 광범위하게 형성되어 있다(이재섭·황정아, 2008). 국민연금 가입자의 가입종별 평균소득월액을 살펴보면, 2012년 12월 기준 전체 평균소득월액은 194.1만원이지만, 이조차 사업장과 지역가입자 간의 격차가 매우 큰 것으로 나타난다(최기홍·한정림, 2013). 사업장가입자의 평균소득월액은 221만원 인 것에 반해 지역가입자의 경우는 117만원으로 사업장가입자에 비해 지역가입자의 평균소득월액이 53%에 불과하며 공무원연금가입자와 비교 시 현저히 낮은 수준임을 알 수 있다. 이에 따라 예상될 수 있는 악순환적인 시나리오는, 기준소득월액이 낮기 때문에 이에 상응하는 국민연금 보험료의 절대적인 금액도 낮아지게 되며 이는 이후 노후연금수급액이 충분하지 못하게 되는 결과를 가져온다. 비록 우리나라의 국민연금이 소득재분배 효과를 가져 저소득층의 소득대체율이 높게 나온다고 하더라도 국민연금 가입기간 20년인 평균소득자의 연금수급액이 월 422,190원(국민연금관리공단,2014)이라는 것을 볼 때 충분한 수준이라 판단하기 힘들다.

따라서 이러한 공적연금의 가입유형의 차이에 있어 특수지역연금 가입자의 경우, 불입하게 되는 공적연금액수가 충분하다고 판단될 경우 개인연금에 가입하지 않게 되며 대체효과가 나타날 수 있고, 충분하지만 가입여력이 비교적 국민연금에 비해 높기 때문에 소득효과가 나타나 개인연금 불입을 더욱 높이거나 기대연금으로 인한 은퇴효과 등으로 인하여 견고한 다층체계의 구성원이 될 가능성이 있다. 국민연금가입자의 경우에도 고소득자의 경우 보험료 납부에 있어 기준소득월액의 상한선으로 인해 예상기대연금액이 낮아 불충분하다고 판단될 경우 개인연금에 가입하여 불입액을 높이게 되나, 저소득자의 경우에는 본인이 노동시장에서 갖는 불안으로 인한 은퇴효과에 의해 불입액을 높이거나 여력 부족으로

개인연금을 대체할 수 있다. 따라서 이에 대한 제도간의 관계에 있어 뚜렷한 방향성은 아직까지 밝혀진 바 없어 본 연구에서는 이를 탐색적으로 살펴보려 한다.

3. 가구소득계층과 개인연금

소비자주권(consumer sovereignty)의 원칙에 충실하기 위해 개인은 민간부문에 존재하는 각종 보험 상품을 이용해 노후의 생계에 대한 대책을 마련하도록 해야 한다. 이는 사적연금을 활성화 하려는 사람들의 논리적인 근거가 되고 있다. 공적연금 개혁으로 인한 급여삭감에 대해서 개인연금이 노후대비수단으로서의 보완적 관계를 유지할 수 있다면 다행이겠지만, 개인연금은 정상재의 성질을 가지고 있어 소득계층별로 개인연금을 가입하거나 불입할 수 있는 금액이 다양할 수 있다. 정상재(normal goods)란 소득이 증가함에 따라 수요가 증가하는 재화의 성질을 의미하는 것으로 고소득층일수록 개인연금 가입가능성이 높다.¹⁶⁾

이러한 이유는 국가의 개인연금가입유인에서 찾을 수 있다. 개인연금 불입에 있어 국가가 제공하는 가장 큰 혜택은 소득공제와 발생수익에 따른 비과세혜택이며 우리나라는 2013년 (신)연금저축 개정으로 소득공제 혜택을 확대한 바 있다.¹⁷⁾ 한국조세재정연구원이 발표한 「개인연금제도에 대한 소고」에 따르면 저소득가구(하위 25%)에 비해 고소득가구(상위 25%)가 개인연금에 5.6배 이상 가입한 것으로 나타나며, 소득2천만

16) 김재호(2011)는 경상소득에 따른 개인연금 가입여부에 대한 로짓회귀분석 결과 경상소득의 대수 값의 계수가 1%수준에서 유의하게 양의 상관관계를 나타냄으로 개인연금이 정상재의 성질을 가지고 있음을 확인하였다. 또한 보험개발원(2015)의 '보험회사의 개인연금보험 가입 자료'에서도 1인당 개인소득과 연금보험 가입률이 양의 관계를 갖고 있다는 것을 확인할 수 있다.

17) 2014년 세법 개정안으로 인해 지금까지는 연금저축과 퇴직연금을 합산하여 연 400만원 한도로 납입액의 12%(최대 48만원)을 세액공제 받을 수 있었지만, 앞으로는 퇴직연금에 한해 세액공제 한도가 7백만 원으로 늘어난다. 세액공제분이 최대 36만원이 늘어나게 되어 사적 연금에 대해 총 84만원까지 세액공제 가능하게 된다.

원 이하 소득자의 전체 소득자 비중은 47.5%에 달하나 연금저축 납입자 비중은 3.8%에 불과한 수준이다(한국조세재정연구원, 2015). 이와 같이 경제적으로 여유가 있는 고소득 계층은 공적연금 축소에 보완적으로 개인연금이나 저축을 증가시킬 수 있다. 반면 유동성 제약을 크게 받는 저소득층은 급여 삭감에도 불구하고 개인연금이나 저축증가를 가져오지 못해 장수리스크에 노출될 가능성이 더욱 높아진다(김재호, 2011). 뿐만 아니라 노후에는 소득이 발생하지 않고 근로기에 축적한 자산으로 생활하게 되므로 자산의 특성상 유동성이 떨어져 노후생활이 취약해 질 우려가 있다(강성호·류건식, 2014).

공적연금에 의해 유동성제약이 있을 경우 개인은 현재의 소비를 줄여 미래의 소비를 늘리게 된다(홍민기, 2010). 공적연금에 가입하면 소득의 일정액이 연금보험료로 납부되기 때문에 차입제약으로 인해 납부한 보험료만큼 가처분소득이 감소하면 현재의 소비를 줄이게 되어 개인연금에 가입하거나 불입하기 어려워진다. 납부한 보험료를 미래에 연금액으로 돌려받을 것이지만 현재 줄어든 가처분소득이 소비를 하는 개인에게 더 중요하다면 개인연금가입으로 인해 개인들의 효용이 감소되어 기피하게 되는 것이다. 유동성제약이 저축에 미치는 효과에 대한 실증적 연구로 Hubbard and Judd(1987)은 차입제약(borrowing constraints)이 있는 경우에는 공적연금제도의 도입이 후생을 감소시킬 수 있음을 이론적으로 보여주고 있다. Curme and Even(1995)에서는 차입제약에 직면하였을 때 기업연금에 가입할 확률이 감소함을 실증적으로 보여주었다. 그러나 생애주기 가설은 개인이 전 생애에서의 소비를 예측 혹은 대비하여 소비평탄화를 추구하기 때문에 저축동기가 발현되게 되는데, 개인의 유동성 제약을 고려하지 못하는 한계가 있다(이준구, 2016).

국민연금 보험료 납부액은 기준소득월액의 상한액과 하한액의 범위 내에서 산정된다.¹⁸⁾ 이러한 기준소득월액의 상한선으로 인해 개인의 소득

18) 국민연금공단에서는 국민연금 전체 가입자들의 평균 소득을 3년간 평균한 값의 상승률 등을 반영하여 매년 7월 국민연금 기준소득월액의 상한액과 하한액을 조정하고 있다. 2016년 현재 기준 7월 귀속분부터 2017년 6월 귀속분까지의 상한액은 434만원, 하한액은 28만원이다(국민연금공단, 2016).

이 이를 초과하는 경우 소득 중 일부가 보험료 징수대상에서 제외되기 때문에 부담분배의 역진성(regressivity)이 발생하고 있다(전영준, 1997; 이준구, 2016). 따라서 상한액을 상회하는 고소득자의 경우에는 노후소득대비를 위한 추가적인 개인연금불입이 충분히 가능하다. 이에 대한 실증연구로 Engelhardt and Kumar(2011)는 공적연금이 다른 자산의 53-75%를 구축함을 확인 하면서 자산분위에 초점을 맞춘 분석결과 하위분위에서는 구축효과가, 상위분위에서는 견인효과가 나타나 분위별로 효과가 다를 수 있음을 밝혔다. 권혁진(2013)은 개인의 저축분위별로 따로 볼 경우 기대연금자산이 저축에 견인효과를 가져 오고 있었으며 저축분위 별로 볼 때 4분위 이하의 분위에서는 통계적으로 유의한 견인효과를, 9분위에서는 통계적으로 유의한 구축효과를 갖는다는 것을 밝혔다. 김대철 외(2008)은 부부합산국민연금기대자산이 가계순자산에 대해 13%의 구축효과를 갖는 것을 밝히면서 소득계층을 10분위와 5분위로 나눠 본 결과 고소득층보다 저소득층의 가계저축에 대한 구축효과가 크게 나타났다. 차은영·김수현(2013)의 연구에서도 전승훈·임병인(2011)이 지적한 기대연금추정과정의 오류 때문에 일정기간 동안 발생한 저축과 보험료 납부액, 소득 등을 분석한 결과, 국민연금 불입액이 가계저축을 구축하는 것으로 밝혀졌고 저소득층일수록 구축효과가 큼을 발견하였다.

따라서 공적연금이 개인연금에 대한 구축 혹은 보완적 효과를 갖는다고 해서 모든 가구소득계층에서 동일한 크기로 보완 혹은 구축효과를 갖는다고 말할 수 없으며 차이가 있음을 고려해야 한다.

제 3 절 선행연구의 한계와 본 연구의 방향성

인구 고령화의 영향으로 최근 들어 노후소득보장에 대한 관심이 크게 높아진 것이 사실이지만, 공적연금과 사적연금을 아우른 경험적 분석은 매우 제한적이다(전승훈, 2006; 우해봉·한정림, 2015). 특히 개인연금 가입과 공적연금 가입과의 관계를 명시적으로 규명한 연구는 찾아보기 힘들다(김재호, 2011). 그러나 축적된 선행연구들을 통해 얻은 분명한 사실은 개인연금 가입에 대해 다른 자산 혹은 제도 유형이 서로 영향을 미칠 수 있다는 것이다(백은영, 2012; Davidoff et al, 2005).

선행연구가 갖는 한계로서 연구의 내용적인 측면과 분석방법적인 측면을 살펴보기로 한다. 첫째, 내용적인 측면에서 연금이 개인의 노후소득보장에 미치는 막대한 영향에도 불구하고 국내에서 연금제도 간의 관계에 대해서는 양적으로나 질적으로나 논의가 부족하다. 서비스경제로의 전환으로 여러 리스크와 지불능력을 가진 개인을 다양한 연금으로 포괄하기 위한 다층노후소득보장체계가 제 목적에 맞게 기능하기 위해서는 제도의 포괄성의 측면에서 가입자들을 포섭시키기 위한 노력이 필요하다. 하지만 선행연구들은 주로 개별제도와 저축간의 관계는 활발히 논의된 반면 개인연금에 관한 논의는 부족하다. 공적연금 내에서도 대부분이 국민연금에 집중되어 있는 반면 특수직역연금 대상자의 다층소득보장체계에 대한 연구는 거의 전무한 실정이다.

둘째, 실증적인 접근에서 국내 선행연구들은 연금 가입자들을 통합적으로 보지 못했다. 지금까지의 연구들은 개인연금 가입결정요인에 대한 독립변수들로 국민연금가입 혹은 국민연금자산에 한정되어 수행되거나(전승훈 외, 2006; 전승훈·임병인, 2011; 김재호, 2011; 김홍대, 2013), 연령대를 제한하여 보거나(문용필, 2012; 전승훈·임병인, 2008; 김상호, 2007; 김재호, 2011; 김홍대, 2013)¹⁹⁾ 국민연금에 가입한 임금근로자에

19) 전승훈(2006)에 따르면 개인연금가입가구의 가구주 평균연령이 미가입가구에 비해 낮다는 것을 볼 때 전 연령을 포함한 분석이 개인연금 가입결정요인에 더 포괄적인 연구가 될 수 있음. 그리고 전승훈(2006)의 연구에서는 연령이 높아질 수록 개인연금 가입상태를 유지하거나, 신규로 가입할 유인이 떨어지는 것으로 보인다고 하였는데, 낮은 연령대를 포함 하였을 때 공적 연금가입이 개인연금가입에 미치는 영향이 나타나고 있었음. 그래서 낮은 연령대를 포함해야

만 초점을 맞추거나(안수란, 2007; 전승훈·임병인, 2008), 대도시 거주민만을 대상으로 하여(주소현, 2011; 나혜림, 2014)²⁰⁾ 결과가 편향될 가능성이 있으며 수급자 추계를 위해 예측모형을 이용함으로써 실제 연금가입자의 특성을 고려하지 못하는 등의 한계가 있다(김수환 외, 2007; 안수란 외, 2007; 임병인 외, 2007; 김경아·한정림, 2012; 박정인, 2013).

셋째, 다층노후소득보장체계 가입결정요인에 대한 기존 연구들은 주로 종속변수들을 0층, 1층, 1+2층, 1+2+3층과 같이 제도유형별로 묶어서 보았다. 때문에 각 제도가 미치는 영향에 대한 순수한 가입효과를 보지 못했다. 또한 종속변수의 제도유형별 가입자와 미가입자의 특성을 비교하기 위하여 기술통계와 집단 간 평균비교, 교차분석 등을 실시하였는데 이는 단순히 가입자와 미가입자의 기술통계수준에서의 집단 간 차이만을 반영하였지 가입여부에 영향을 미치는 변수들을 보았다고 하기 힘들다. 전승훈 외(2006)에 따르면 기초통계 분석결과는 개인연금 가입상태에 영향을 미치는 다른 변수의 영향을 완전히 통제한 것이 아니기에 혼동요인(confounding factor)²¹⁾이 존재할 수 있기 때문이다.

넷째, 생애주기가설에 의한 가정은 현실을 정확하게 반영하기 힘들다. 생애주기가설에 조기은퇴효과를 포함시킴으로 인해 공적연금은 사적저축에 대한 구축효과를 갖게 되며(Feldstein, 1974) 개인은 자신이 납입한 공적보험료의 기대자산을 정확하게 고려하여 개인연금가입을 선택한다. 그러나 이러한 가정은 기대연금자산을 추정하는 데 있어 불안정한 노동시장 상황을 반영하지 못해 비현실적인 혹은 너무 강한 가정으로 지적되어 온 바 있다. 이에 따라 Feldstein(1974)과 Barro(1974), Leimer and Lensnoy(1981), Feldstein(1995)의 논의는 반박과 재반박을 기하며 형성되었다. 국내에서도 이러한 가정들에 현실성을 상쇄시키고자 윤석명

제도효과를 볼 수 있다.

20) 주소현(2011)의 경우 대도시에 거주하는 은퇴를 하지 않은 가계 대상으로 하여 개인연금 가입률이 54.4%가 나와 전 인구 대비 개인연금 가입률(16.5%)에 비해 매우 높게 나타남. 나혜림(2014)의 경우도 대상을 부산, 대구, 대전, 인천, 광주에 한정시킴.

21) 예를 들어, 기초자료 분석에서 개인연금 가구일수록 취업자일 확률이 높게 나타난다고 해서 취업자일수록 개인연금 확률이 높다고 주장할 수는 없는 것이기 때문이다(전승훈 외, 2006).

(2006), 전승훈(2011)과 같은 연구자들이 "Accrued to date wealth"²²⁾, 주관적 기대연금자산 혹은 기대연금자산과 주관적 기대연금자산 간의 측정오차를 반영하여 추정하곤 하였다. 하지만 여러 가지 가정을 완벽하게 만족시키지 않는 이상 추정치에는 오차가 생길 수 있고 추정된 계수 값에는 편의가 발생할 가능성이 높다(Bernheim and Levin, 1989). 따라서 본 연구에서는 추정에 의한 예측치에 기대기보다는 실제 관측치를 활용하고자 한다. 즉, 기대연금자산을 추정하기 보다는 현재 개인의 가구소득에서 납부하는 월 보험료를 기준으로 한다.

마지막으로, 개인연금의 범위에 있어서 거의 대부분의 연구들이 개인연금 제도로서 세제적격 개인연금만을 대상으로 하고 있었다. 하지만 우리나라의 개인연금제도에서 세제적격인 개인연금보다는 세제비적격 개인연금의 비중이 훨씬 크다는 점에서 개인연금가입에 대한 영향을 과소 추정할 가능성이 있기 때문에 포괄적인 범위에서 개인연금 유형을 대상으로 해야 한다. 또한 기존의 연구는 대부분 개인연금가입률에 영향을 주는 요인들을 찾는데 집중되어 있으며 개인연금가입에 영향을 미치는 중요한 요인은 역시 소득수준인 것으로 나타난다. 즉, 소득수준이 높을수록 개인연금가입률이 증가한다는 것이다. 하지만 본 연구에서는 가구소득뿐만 아니라 금융 및 부동산을 포함한 자산을 통제변수로 넣어 이러한 것들을 통제된 상태에서도 여전히 공적연금의 가입유형과 가구소득계층분위 따른 불입액이 개인연금가입 혹은 불입액에 영향을 미치는지 확인하고자 한다는 점에서 기존연구와의 차별성이 있다고 하겠다.

따라서 본 연구에서는 개인연금의 가입이 자발적이라는 특성에 초점을 맞추어 소득수준에 따른 개인연금 가입관계의 방향성과 크기에 차이가 있다는 것을 규명하고자 한다. 이는 공적연금 강화 없는 사적연금 활성화 정책은 이후 노후빈곤에 기여하지 못하며 노후소득격차의 원인이 될 수 있다는 가능성을 확인하고 개인의 공적연금유형과 소득수준에 따라 노후소득보장의 차별적인 가입시도가 필요하다는 실증적인 근거가 되어 본 연구의 목적을 지지해 줄 것이다.

22) 현재까지의 납입액만을 고려하여 측정

요약하자면, 본 연구는 기존 개인연금 가입 결정요인에 있어 하나의 독립변수로 국민연금가입여부에 대한 분석에 지나지 않았던 연구들을 경제학적 관점에서 공적연금과 가계저축과의 논의를 끌어와 공적연금과 개인연금간의 관계를 밝힌다. 기존 연구에서는 국민연금만을 중심으로 하여 공적연금을 분석하여 특수직역연금의 영향력이 함께 고려된 연구가 드물다. 따라서 본 연구에서는 국민연금과는 달리 특수직역연금에서도 국민연금과 같은 영향이 나타나는지 탐색해보고자 한다. 구체적으로는, 공적연금과 개인연금간의 관계에 있어 공적연금유형과 가구소득수준을 고려하여 보다 깊은 관점에서 연금제도간 관계를 파악할 수 있다는 점에서 기존연구와 차별성을 갖는다.

제 4 절 그 외 개인연금가입에 영향을 미치는 요인

1) 인구사회학적요인

(1) 성별

성별은 주로 개인연금 가입에 대한 연구에서 통제변수로 사용된다. 직관적으로 생각하였을 때, 국민연금가입에 있어 젠더 격차가 발생하기 때문에 개인연금에서도 성별이 유의한 영향을 미칠 수 있다. 하지만 국내에서는 김원섭 외(2015)에서 여성이 가구주인 경우 개인연금에 가입할 확률이 높게 나타났다는 것을 제외하고는 여러 연구 결과들에서 성별은 크게 개인연금가입에 있어 유의미 하지 않는 경우가 많다(Cappelletti, 2011, 2013; 문숙재 외, 1997; 전승훈 외, 2006; 최현자 외, 2008; 송윤아, 2009; 주소현, 2011; 백은영, 2012; 이윤희, 2012; 김재호, 2013; 나혜림 외, 2014).

(2) 연령

연령변수는 연령에 따른 개인연금가입여부를 적절하게 나타내기 위해 꼭 필요한 변수로 선행연구에서는 주로 연령이 낮아질수록 개인연금가입 확률이 높아짐을 알 수 있다(문숙재 외, 1997; 전승훈 외, 2006; 송윤아, 2009; 주소현, 2011, 백은영, 2012; 나혜림 외, 2014; 김원섭 외, 2015).

생애주기가설에 따르면 청년기 및 중·장년기에는 주택과 같은 목돈이 들어갈 때를 대비해 금융자산을 축적하는 시기(Campbell and Cocco, 2007)이기 때문에 이 시기에는 개인연금 가입이 높을 수 있다. 이윤희(2012)의 경우는 대상 집단을 일반가구와 근로자가구로 나누어 분석한 결과 일반가구에 있어서는 연령이 낮아질수록 개인연금 가입이 높아지지

만, 근로자 가구들에서는 연령이 높아질수록 개인연금 가입확률도 높아짐을 알 수 있다.

변수 설정에 있어서 연령의 경우 더미화하여 분석에 포함시키는 연구들도 있던 반면(King and Dicks-Mireaux, 1982; Hubbard, 1986; 문숙재 외, 1997; 나혜림, 2014) 김원섭 외(2015)의 경우에는 연령제곱 변수를 투입한 결과 일정 연령까지는 연령이 많아질수록 개인연금 납부액이 증가하다가 이후 줄어들게 되는 것을 보여주었다. 문숙재(1997)의 연구에서는 가구주의 연령이 높을수록 개인연금 불입액이 높게 나타남을 알 수 있다. 개인연금 가입유지에 있어 전승훈 외(2006)에서는 연령이 낮을수록 개인연금 가입상태를 지속시킬 가능성이 더욱 높게 나타났다. 이를 통해 은퇴시기가 가까워질수록 노후대비를 해야 함에도 불구하고 실제로는 그러지 못하는 상황을 보여주는 것으로 이해할 수 있다(전승훈 외, 2006).

공적연금이 사적저축에 미치는 영향에 대한 국내외 연구들에서는 개인의 생애주기에 따른 자산배분행태에 초점을 맞춰 연령에 따라 나눠 본 경우가 많았다(Gale, 1998; Attanasio and Rohwedder, 2003; Attanasio and Brugiavini, 2003; 김수현, 2013). 나아가, 공적연금자산과 민간저축에 있어 대체효과에 대한 크기는 개인의 연령에 따른 생애주기나 소득에 영향을 받을 수 있다. Gale(1998)의 경우 가입기간이 길수록 대체효과가 높게 측정되는 것에 대한 조정계수를 적용한 추정 결과 대체효과가 52~77% 나타남을 보였다. 그리고 그는 연금자산이 연령에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 만약 이러한 고려를 하지 않을시 연금자산효과가 과소 추정될 가능성이 있다 주장하였다. 또한 Attanasio and Rohwedder(2003)는 영국의 1970~1980년대 공적연금개혁에 있어 연령별로 연금자산의 변화정도가 다르다는 점에 초점을 맞춘 결과 기초연금(Basic Pension)은 사적저축을 증가시키지 않았지만 소득비례연금(Earning-Related Pension)은 연령집단에 따라 사적저축이 약 65~75% 구축효과를 보인다고 하였다. 나아가 Attanasio and Brugiavini(2003)은 또한 이탈리아의 1992년 연금개혁으로 인해 연금액 감소분이 연령별로

다르다는 점에 초점을 맞춰 연금개혁 전후의 저축패턴 변화율을 DID(Difference in difference estimation) 분석하였다. 그 결과 35-45세 사이의 가계에서 구축효과가 가장 크게 나타났다. 따라서 본 연구에서도 개인의 공적연금자산에 의한 저축패턴이 연령에 따라 다르게 나타날 수 있는 점을 고려하고자 노동시장 진입기(18-30세), 가족확대에 따른 자산 축적기(31-43세), 자산배분기(44-56세), 은퇴기(57세-65세)으로 구분하여 분석하고자 한다.

본 연구에서도 연령더미를 활용한 분석을 시도했으나 연령더미를 모델에 포함시킬 경우 연령 및 연령제곱을 포함시킨 모델에 비해 Log Likelihood 값이 더 높고 R^2 가 더 낮게 보고되었다.²³⁾ 또한 LR test 결과 연령 및 연령제곱만을 포함한 모델에서 0.05 수준에서 통계적으로 유의미한 가능도의 증가가 있었다고 보기 힘들기 때문에 최종 모형에는 연령 더미를 포함시키지 않고 연령과 연령제곱항을 투입시키기로 결정하였다.

(3) 교육수준

개인연금가입에 있어서 교육수준은 대체적으로 양의 관계로 교육수준이 높을수록 개인연금에 가입할 확률도 높게 나타난다(송윤아, 2009; 김재호, 2013; 나혜림 외, 2014; 김원섭 외, 2015). 나혜림 외(2014)의 연구에서는 고졸이하인 경우에 비해 전문대 졸 이상일 경우 국민연금과 퇴직연금에 가입되어 있을 때 개인연금에 가입할 확률이 높아지는 것을 확인했다. 또한 전승훈 외(2006)에서는 교육수준이 높을수록 개인연금 가입상태를 지속시킬 가능성이 더욱 높게 나타났다. Cappelliti et al(2013)의 연구에서도 교육수준이 높을수록 재정적 문해력(financial literacy)이 높아지면서 연금수요가 증가한다고 보았다. 즉 교육수준이

23) 또한 전 연령더미에서 통계적으로 유의하게 정적인 관계를 보이고 있었다. 그러나 선행연구들에서는 일정연령을 기점으로 개인연금 가입과 불입액이 정적인 영향을 미치는 것이 보고되고 있다.

높아질수록 개인의 경제적인 판단 능력이나 재무적인 능력으로 인하여 개인연금의 가입필요성을 높일 수 있다고 보는 것이다.

(4) 배우자 유무

많은 연구들에서 배우자가 있을수록 개인연금에 가입할 가능성이 높다는 연구결과를 제시해 주고 있다(주소현, 2011; 백은영, 2012; 김원섭 외, 2015). 주소현(2011)의 경우에는 결혼 상태인 경우 개인연금확률이 높게 나타났지만 개인연금 가입여부와는 독립적으로 미혼의 경우 개인연금에 가입하였다면 불입액의 규모가 크게 나타난다는 결과를 얻었다. 반면 김원섭 외(2015)의 경우에는 결혼할수록 불입액도 높아진다는 결과를 제시한 바 있다. 국외 연구에서는 Inkmann et al(2010) 처럼 생존하는 배우자가 있을 경우 개인연금가입이 증가하는데 이를 상속동기 요인으로 본 경우도 있고 Cappelliti et al(2013)도 결혼 상태를 상속동기 요인으로 보았다. 하지만 많은 국내에서는 결혼 상태에 따른 배우자 유무 변수는 인구사회학적 요인으로 분류하고 있어 본 연구에서도 인구사회학적 범주로 분류한다.

2) 상속동기

개인의 연금선택에 대한 연구들은 기본적으로 경제학적인 관점에서 상속동기와 같은 연금피플 특성이 개인연금가입에 미치는 영향에 대한 연구들이 많이 진행되었다. Yarri(1965)를 비롯한 많은 연구자들이 상속동기가 연금수요를 감소시킨다는 것을 주장해온 반면, Barro(1978)는 상속동기로 인해 민간저축유산동기로 인해 후세대에 유산을 남기기 위해 추가적으로 저축할 수도 있다(private intergenerational transfer)는 해석을 하기도 하였다. Inkmann et al.(2010)의 연구에서는 생존하는 배우

자에 대한 상속동기가 연금수요의 주요결정요인으로 나타났다. Lockwood(2012)도 유산상속동기가 연금수요에 있어서 중심적인 역할을 하며 상속동기가 개인연금가입을 저해하고 가입률을 감소시키는 영향이 통계적으로 유의하다는 결과를 제시한다. 그리고 Cappelletti(2011)는 결혼 상태나 자녀와 같은 상속동기는 연금수요에 영향을 미치지 않는다고 주장한다. 이렇듯 상속동기에 대해서는 국내의 연구에서도 상속동기에 대한 유의미성은 지속적으로 연구되어오고 있다. 이에 따라 본 연구에서 사용된 상속동기의 변수는 18세 미만의 자녀수와 가구원 수로 설정한다.

(1) 18세 미만 자녀수

미성년자의 자녀는 상속동기와 함께 연금피플특성으로 나타난다. 특히 한국의 경우 학령기 자녀의 사교육비 지출에 따라 개인연금가입이 낮아질 수 있다(현대경제연구원, 2007). 또한 자녀에게 유산을 상속해 주기 위한 동기가 퇴직시점 자산의 연금화(annuitization)를 방해하기 때문에 개인연금가입이 낮게 나타날 수 있다. 반대로, 자식이 없는 경우 자신의 충분한 노후대비를 위해 개인연금에 가입할 수도 있게 된다. 나혜림 외(2014)의 경우에는 미혼자녀가 없을수록 1층인 공적연금에 많이 가입한다고 하였다. 송윤아(2009)는 자녀수가 1명 증가할수록 개인연금가입 가능성이 1.1%p 감소하는 것을 밝히면서 상속동기가 개인연금을 구축할 수 있음을 밝혔다. 하지만 김재호(2013)의 경우 18세 미만 자녀수는 개인연금가입에 긍정적인 영향을 미치는 반면 가구원수는 부정적인 영향을 미치고 있다. 이는 개인연금가입자의 연령대와 함께 생각할 수 있는 연령이 낮은 가구주는 또한 18세 미만의 자녀가 있는 가구원이 되기에 연령대가 낮을수록 개인연금가입이 정적이라는 선행연구결과와 일치한다.

(2)가구원수

소득이 있는 가구원수가 많을수록 개인연금에 가입할 여력이 높아지기 때문에 가입이 높게 나타날 수 있다. 혹은 가구원 수가 많더라도 소득이 없는 경우 가구원수가 많으면 필요한 생활비가 높아져 개인연금가입 가능성이 낮게 나타날 수 있고 가구원에 상속동기가 발현되어 개인연금가입이 낮아질 수도 있다. 실제 많은 연구에서 가구원 수는 개인연금 가입과 불입액에 부정적인 영향을 주는 것으로 있다(전승훈 외, 2007; 이창우, 2010; 김재호, 2013).

3) 경제적요인

(1) 총 자산

선행연구들에서는 공통적으로 총 자산이 높아질수록 개인연금가입 가능성이 높아진다고 보고 있었다(Inkmann et al, 2010; Cappelletti, 2011; Cappelletti et al, 2013; 최현자 외, 2008; 주소현, 2011 ; 김재호, 2013; 나혜림·최현자, 2014; 김원섭 외, 2015). 공적연금과 저축간의 관계를 본 연구에서는 자산은 주로 종속변수로 활용되었다. 자산은 소득과는 다른 개념으로 개인이 소유하고 있는 유·무형의 가치물이 될 수 있고 이는 금융자산과 실물자산으로 나눌 수 있다. 대부분의 선행연구에서는 순 자산 혹은 금융자산, 부동산, 총자산, 부채자산 등으로 구분하여 위에서 제시된 변수들 중 한 두개의 변수를 자산으로 칭하여 자산에 대한 구분이 애매하다. 본 연구에서는 재정패널 자료의 소득과 자산 유형에 대한 기준을 참고로 자산변수를 설정하고 자연대수값을 취한다.

(2) 가구소득

개인연금의 정상채의 성질임을 감안할 때 개인의 소득이 개인연금 가입과 불입액에 미치는 영향이 크다. 지금까지의 선행연구들도 개인연금의 가입과 불입액에 영향을 미치는 주요 변수로 가구총소득을 포함시킨 연구들(문숙재·김연정, 1997; 송윤아, 2009; 주소현, 2011; 이윤희, 2012; 문용필, 2012;), 경상가처분소득만 포함시킨 연구(전승훈 외, 2006, 2007)들이 있다. 본 연구에서는 7차년도 총 경상소득과 총 비경상소득을 합하여 7차년도 총 소득으로 구성하여 자연대수값을 취한다.²⁴⁾

4) 노동시장요인 : 종사상지위

현재의 근로자들은 과거와는 다른 고용상황에 직면하고 있고, 이러한 고용형태가 연금수급(pension entitlements)에 영향을 미치고 있다(OECD, 2015). Gillion et al.,(2000)에 따르면 비공식부문, 비정규직, 자영업, 농업, 가사노동에 종사하는 근로자들은 단기적인 생존의 위험에 노출되어 있기 때문에 장기적인 관점에서 소득보장위험은 그들의 우선순위에서 밀리게 된다. 이들은 고용형태의 특성상 소득이 낮아서 보험료를 부담할 경제적 여력이 없거나, 강제적 사회보험의 적용을 회피하고자 하는 속성을 가지고 있기 때문에 이들을 위한 사회보험의 실질적인 확대는 어려울 수밖에 없다.

우리나라 노동시장 구조에서도 자영업의 비중이 높고, 비정규직(한시적 근로자, 시간제근로자, 비전형근로자)근로자가 확대되면서 고용불안정성이 증가하고 있다. 취약한 근로여건에 처한 근로자일수록 불안정하고 불규칙적인 소득과 취약한 경제 상태로 인해 열악한 상황에 처할 가능성이

24) 소득이란 가구의 실질적인 자산의 증가를 가져온 일체의 현금 및 현물의 수입을 말하며 경상소득과 비경상소득으로 구성된다. 경상소득은 일상적인 경제활동을 통해 정기적으로 얻는 소득으로서 근로소득, 사업소득, 자산으로부터의 이자, 배당금 등의 재산소득, 정부, 타기구, 비영리단체 등으로부터 이전되는 이전소득이 포함된다. 이에 반해 비경상소득은 경조소득, 퇴직수당 등 일정하지 않고 확실하지 않으며 일시적으로 발생하는 소득을 말한다(통계청, 2015)

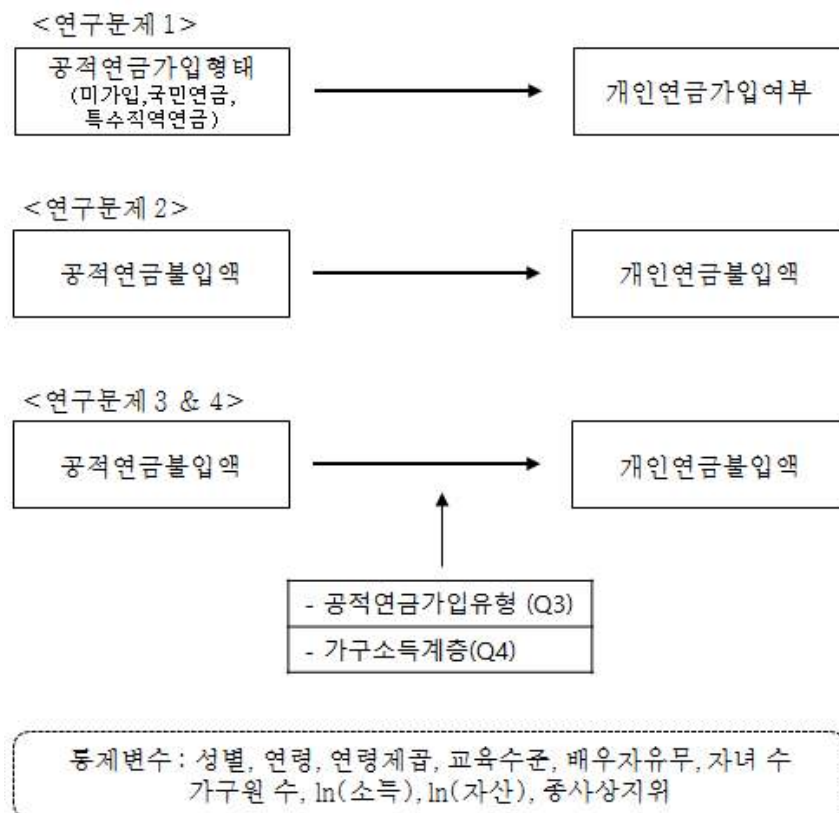
높다(황덕순, 2003; 김상진, 2009; 전희정·임란, 2011; 김경아, 2012).

노동시장에서의 진입과 퇴출이 빈번한 경우 불안정한 소득은 물론 노후를 대비하기 위한 연금제도 가입에 있어 진입 및 유지의 불안정성으로 이어지게 된다. 김상진(2009)의 연구에서는 저소득 자영자 중 절반 이상(약 53%)에서 국민연금 기여회피 행위가 이루어지고 있으며, 저 연령층, 여성, 저소득 및 교육수준이 낮을수록 기여회피 가능성이 더 높다. 김원섭 외(2006)의 연구에서는 임금근로자가 자영업자보다 개인연금가입률이 높았으며 국민연금가입자의 경우 비가입자에 비해 개인연금 가입률이 높게 나타났다. 황덕순(2003)은 사업체 규모와 고용형태가 고용보험 및 국민연금 가입률에 유의미한 영향을 미친다고 하였다. 여기서 나아가 안수란(2007)은 임금근로자의 고용형태(상용직, 임시직, 일용직)를 중심으로 살펴보면 상용직 근로자일수록 1층뿐만 아니라 1층과 2층 가입이 임시·일용직보다 더욱 크게 나타났다. 전희정·임란(2011)은 임금근로자의 다층체계를 분석한 결과 상용직근로자가 다층체계에 가입할 확률이 가장 큼을 밝혔다. 이에 반해 김원섭 외(2015)의 연구에서는 임금근로자일수록 개인연금에 가입할 가능성이 낮은 것으로 나타났다.

제 3 장 연구모형 및 연구가설

제 1 절 연구모형

본 연구는 World Bank(2005), ILO(2000)가 제시한 다층노후소득보장 체계를 한국 실정에 맞게 재구성한 3층 보장론(three pillar system)에 입각한다. 본 연구의 연구문제인 공적연금이 개인연금에 미치는 영향과 이러한 관계가 소득수준에 따라 어떤 방향과 크기에 차이가 나는지 파악하고자 한다. 본 연구의 경우 연구문제마다 연구모형이 다르게 설정된다. 각 연구문제에 해당하는 연구모형을 전체적으로 아우른 그림은 다음과 같다.



[그림 1] 전체 연구 모형

제 2 절 연구가설

본 연구는 국민연금과 특수직역연금을 포함한 공적연금이 개인연금에 미치는 영향을 확인하며, 이러한 영향이 가구소득계층에 따라 어떻게 상이하게 나타나는지를 밝히고자 한다. 이에 본 연구는 개인연금 가입과 불입액에 대한 이론 및 선행연구를 바탕으로 다음의 가설을 세운다 <표 5>.

첫째, 연구문제 1의 공적연금가입여부와 개인연금가입간의 관계이다. 선행연구들에서는 공적연금가입변수를 투입하여 개인연금가입에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 본 연구에서는 공적연금미가입자를 기준으로 공적연금 내에서 국민연금과 특수직역연금제도에 가입 시 개인연금가입 확률이 어떠한지 보고자 한다. 일반적으로 선행연구에서는 공적연금에 가입할수록 개인연금가입 확률이 높다고 본다. 따라서 공적연금가입자의 경우 개인연금에 가입할 확률이 높다고 예상할 수 있다. 선행연구결과에 따르면 특수직역연금의 개인연금가입확률을 예측한 연구는 없다. 그러나, 특수직역연금가입자의 평균소득이 국민연금가입자들의 평균소득보다 높기 때문에 개인연금이 소득에 미치는 영향이 크다는 점을 감안한다면 개인연금 가입확률이 국민연금가입자들에 비해 더욱 높게 나오리라 예상할 수 있다.

둘째, 연구문제 2의 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계이다. 방법론 측면에서 김원섭(2014)에서는 공적연금불입액이라는 독립변수에 로그를 취하여 사용하였으나 본 연구에서 쓰이는 종속변수인 개인연금불입액이 절단된(censored)자료의 경우 로그를 취할 경우 0값이 모두 결측(missing)처리되어 버리게 되어 토빗(Tobit) 분석을 할 수 없다. 따라서 개인연금불입액을 실제 값을 사용하기 때문에 독립변수가 ln이던 실제 값이던 큰 차이는 없게 된다. 가설이 예상되는 방향은 공적연금불입액 수준이 높을수록 개인연금 불입액도 높을 수 있고, 공적연금불입을 많이 하게 되면 기대되는 연금소득액이 크게 되어 개인연금불입이 적어질 수 있다.

셋째, 연구문제 3의 경우 공적연금유형과 불입액과의 상호작용항에 대한 가설설정 시 제도 간 예상되는 보완/대체적 관계에 대해서는 뚜렷한 방향성을 세우기 힘들다. 대체효과는 공적연금제도가입자의 경우 사적연금의 가입과 불입액에 어떠한 변화가 오는지와 관련이 있다. 이는 개인의 소득에 대해 추가부담이 새로이 생긴다는 것을 뜻한다. 이는 다른 소비로의 기회비용이 낮아진다는 것을 뜻하며 이것만을 고려한다면 대체효과는 개인연금불입액을 줄이는 방향으로 작용한다고 말할 수 있다. 그렇지만 이렇게 낸 보험료는 본인이 은퇴 후에 받는 연금으로 되돌아오게 되는데 사람들이 이 점까지 고려하여 개인연금 가입과 납부의 의사결정을 한다면 대체효과는 다른 방향으로 작용할 수 있다. 이때는, 개인연금 가입이 이후 기대연금소득을 높이게 되어 다른 소비로의 기회비용을 상승시킨 셈이 되는데, 이 경우 대체효과는 오히려 보험료를 줄이거나 늘릴 수 있다. 즉, 은퇴 상속, 소득효과가 개인연금과 보완적인 관계를 갖는 역할을 하는데 비해, 대체효과는 공적연금유형에 있어서 그 방향이나 크기를 분명히 알기 힘들다. 실증연구 결과들 또한 다양한 해석이 나와 있어 어느 한쪽으로 명백한 결론을 내기 힘든 상황이다. 결국 이러한 영향도 실증분석을 통해 어떤 현상을 나타내는지 탐색적으로 알아볼 수밖에 없다.

넷째, 연구문제4에서는 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 가구소득계층분위에 따라 어떻게 달라지는지 확인하기 위한 가설을 세운다. 가구소득계층에 있어서 주 효과에서는 가구소득이 높을수록 개인연금 불입액이 높아지는 보완적(+)관계를 가질 것이다. 그러나, 상호작용효과에 있어서는 위에서 제시한 이유로 공적연금불입액이 개인연금 불입액에 미치는 효과가 각 소득계층에 따라 다를 수 있지만 연구된 바가 없어 가설설정에서 뚜렷한 방향을 설정하기 어렵다.

이에 본 연구문제에 따른 연구가설과 그에 따른 회귀식은 <표 5>와 같다.

<표 5> 연구가설

연구문제 1. 공적연금 가입여부에 따른 개인연금 가입확률
<p>[연구가설 1-1] 공적연금미가입자에 비해 국민연금가입자는 개인연금가입 확률이 높을 것이다.</p> <p>[연구가설 1-2] 공적연금미가입자에 비해 특수직역연금가입자는 개인연금가입 확률이 높을 것이다</p> $\Phi^{-1}(Y_{p1}) = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_{1+i} C_i + e$ <p>Y_{p1} = 개인연금가입여부</p> <p>D_1 = 공적연금가입여부 [공적연금미가입(기준변수), 공적연금가입]</p> <p>D_2 = 공적연금가입형태별 더미변수 [공적연금 미가입(기준변수), 국민연금가입, 특수직역연금가입]</p> <p>C_1 = 성별 C_6 = 자녀수 C_2 = 연령 C_7 = 가구원수 C_3 = 연령제곱 C_8 = ln(자산) C_4 = 교육수준 C_9 = ln(소득) C_5 = 배우자유무 C_{10} = 종사상지위</p>
연구문제 2. 공적연금불입액과 개인연금 불입액의 관계
<p>[연구가설 2] 공적연금 불입액이 높을수록 개인연금 불입액도 높을 것이다.</p> $Y_{p2} = \beta_0 + \beta_1 PW + \beta_{1+i} C_i + e$ <p>Y_{p2} = 개인연금불입액</p> <p>PW = 공적연금 불입액</p> <p>C_i = 통제변수_{i} ($i = 1 \sim 10$)</p>

연구문제 3. 공적연금가입유형에 따른 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계

[연구가설 3] 공적연금가입유형에 따라 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 다를 것이다.

$$Y_{p2} = \beta_0 + \beta_1 PW + \beta_2 D_{Ti} + \beta_3 (PW \times D_{Ti}) + \beta_{3+i} C_i + e$$

Y_{p2} = 개인연금불입액

D_{Ti} = 공적연금가입유형
[특수직역연금(기준변수), 국민연금가입]

PW = 공적연금 불입액

C_i = 통제변수 _{i} ($i = 1 \sim 10$)

연구문제 4. 가구소득계층에 따른 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계

[연구가설 4] 가구소득계층에 따라 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 다를 것이다.

$$Y_{p2} = \beta_0 + \beta_1 PW + \beta_2 D_{Fi} + \beta_3 (PW \times D_{Fi}) + \beta_{3+i} C_i + e$$

Y_{p2} = 개인연금불입액

D_{Fi} = 가구소득계층
[1분위(기준변수) - 5분위]

PW = 공적연금 불입액

C_i = 통제변수 _{i} ($i = 1 \sim 10$, 9(소득변수)는 제외)

제 4 장 분석방법 및 변수설정

제 1 절 분석자료

본 연구는 분석 자료로써 한국재정패널(National Survey of Tax and Benefit) 제 7차년도 실태조사 자료를 활용하고자 한다. 한국재정패널은 한국조세재정연구원²⁵⁾에서 2008년부터 1년 단위로 실시하고 있는 패널조사로서 가구 및 가구원 단위의 사회·경제적 정보와 납세정보를 연계한 자료이다. 국세청의 납세정보는 개인 정보보호의 이유로 자료의 사용이 제한적이지만 재정패널조사에는 가구 전체의 소득, 소비, 자산, 부채, 복지수혜정보 뿐만 아니라 개인소득자의 납세 신고 정보를 조사²⁵⁾하고 있기 때문에 자료의 정확성이 높다. 이 자료는 2005년 인구주택총조사 기준 전국 15개 시·도(제주도 제외)에서 추출된 약 4,800호의 가구와 약 7,500여명의 가구원(6개월 이상 함께 거주한 만 15세 이상의 가족 중 소득자 또는 근로경험자)을 대상으로 면접방법(face to face interview)²⁶⁾을 통해 조사됨을 기본 원칙으로 한다. 또한 조사표는 가구와 가구원 설문으로 구성된다. 각 설문에 해당하는 구체적인 조사 내용은 아래 <표 6>에 구성되어 있다.

25) 개인의 동의를 얻어 근로소득자의 연말정산신고자료, 종합소득자의 종합소득세 신고 자료를 수집하여 납세 신고 정보의 정확성 확보(근로소득자의 61%가 제출에 참여, 종합소득신고자의 42%가 제출에 참여)

26) 재정패널조사 문항은 제도 및 정책에 대한 내용을 많이 포함하고 있어 조사대상자 스스로 문항을 이해하여 응답하기에 어려운 편이며, 응답내용과 특이사항이 많아 면접타계식 종이설문 면접방식이 적합. 조사원이 원천징수영수증을 보고 작성하기 때문에 정확성이 높음.

<표 6> 재정패널 가구/가구원 조사의 주요 내용

구분	조사내용
가구용 조사표	가구원 인적사항, 가구원 교육수준 및 경제활동 현황 주택 및 자동차 보유 현황, 재산세 및 종부세 부과현황, 주택 매매관련문항, 가계지출 현황, 개인 이전 지출 및 소득, 상속 및 증여 복지 수혜 내역 및 현황, 금융자산 보유현황, 부동산 및 기타 자산 보유현황, 부채 보유현황 및 연체 관련 문항
가구원 용 조사표	경제활동상태(직/산업 및 근로시간 등) 연금/보험 소득 및 연간 소득 현황, 보험관련 지출 현황, 신용 카드 및 현금영수증 사용현황, 근로소득/세액공제 현황, 종합소 득/세액공제 현황, 조세제도에 대한 인식

출처: 「제7차 재정패널조사 Users guide」 참조하여 재정리

본 연구에서 재정패널자료를 사용하는 이유는 종속변수에 해당하는 '개인연금가입'에 있어서 지금까지의 경우는 개인연금가입이라는 종속변수를 사용할 때 많은 연구들이 세제비적격인 연금저축을 포함하지 않고 있었다(김원섭, 2015). 하지만 재정패널의 경우 연금저축(세제적격)과 연금보험(세제비적격)가입에 해당하는 변수들이 있어 개인연금에 포함시킬 수 있다. 한국노동패널의 경우 개인연금가입여부에 대한 변수는 확인되나 개인연금항목이 어떤 기준에 의해 세제적격인 연금저축과 세제적격인 연금보험을 포괄하고 있는지에 대한 여부는 알 수 없다.²⁷⁾ 또한 임금근로자에 대해서만 사회보험 가입여부, 퇴직금 적용여부를 묻고 있기 때문에 자영자를 포함한 비임금근로자의 사회보험 가입여부는 알 수 없다는 한계가 존재한다.

따라서 민간보험 및 민간연금가입에 대해 자세하게 “연금저축/연금보험/보장보험/저축보험”으로 세분화 시켜 명확하게 나누어 놓은 재정패널자료를 쓰는 것이 실제 개인연금가입효과를 파악하기에 더 적절하다고 판단

27) 개인연금가입은 “(1)예, (2)아니오”에 의해서 파악할 수밖에 없다.

됨에 따라 본 연구에서는 제시된 민간연금 및 보험 문항 중 연금보험 불입액과 연금저축 불입액을 합하여 개인연금가입으로 본다.

본 연구의 분석대상자는 만 18세~65세²⁸⁾로 국민연금, 특수직역연금, 개인연금 중에 하나라도 가입되어 있는 개인으로 공적연금 미가입자를 포함한 5,655명이다. 연금제도는 개인단위로 가입하므로 주요 활용변수의 단위는 ‘가구원’자료의 개인이지만 가구원 자료로 파악하기 어려운 가구단위 정보(가구원 수, 소득 과 자산 등)는 가구와 가구원자료를 머지(merge)시켜 새로운 변수를 생성하였다.

28) 국민연금 최대 수급개시연령을 기준으로 함.

제 2 절 변수설정

1. 종속변수

본 연구의 종속변수는 개인연금가입과 개인연금월평균불입액 두 가지이다. 개인연금 가입의 경우 ‘연금저축’과 ‘연금보험’에 하나라도 응답한 경우 개인연금가입으로 한다. 이때 개인연금 가입=‘1’, 개인연금 미가입=‘0’으로 할 수 있다. 개인연금 불입액은 개인연금 가입자를 대상으로 응답한 ‘연간 불입액’값을 12(개월)로 나눈 월평균 불입액을 산출한 값을 사용한다.

2. 독립변수

본 연구의 독립변수는 모형마다 다르게 적용된다. 주된 대상은 공적연금이며 공적연금 가입여부와 공적연금월평균 불입액으로 본다.

1) 공적연금가입여부

구체적으로, 모형 1에서 ‘공적연금 가입여부’는 다층노후소득보장체계 내에서 1층인 공적연금인 국민연금제도와 특수직역연금 중 하나라도 가입된 사람을 가입자=‘1’로 보고 가입되지 않은 사람을 미가입=‘0’으로 본다. 모형 2에서는 공적연금미가입자를 기준집단으로 하여 국민연금제도가입자와 특수직역연금가입자를 더미변수화 한다. 이때, 공적연금미가입자=‘0’, 특수직역연금가입자=‘1’, 국민연금가입자=‘2’로 본다.

2) 공적연금월평균불입액

‘국민연금월평균불입액’은 작년 말 기준 월평균 불입액을 기입한 것으로 연속변수이다. 이는 국민연금에 가입했다고 응답한 사람들을 대상으로 기입한 월평균 기입액을 활용하였고 특수직역가입과 월평균 불입액도 이와 동일한 방법으로 산출한다. 공적연금 총 불입액은 이들을 합한 값으로 한다.

3) 공적연금가입유형

우리나라의 공적연금은 국민연금과 특수직역연금으로 구성된다. 따라서 ‘공적연금 가입유형’은 더미변수화 한다. 이때, 특수직역연금가입을 기준 변수로 하여 국민연금가입집단과 비교한다. 즉, 특수직역연금가입=‘0’, 국민연금가입=‘1’로 코딩하였다. 이는 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 공적연금 유형에 따라 어떻게 상이하게 나타나는지 확인하기 위함이다.

4) 가구소득계층분위

본 연구에서 사용될 소득은 동거하는 가구원 수의 제곱근으로 조정된 균등화 지수이다. 균등화지수(equivalence scale)는 가구원 수가 증가함에 따라 나타나는 규모의 경제(economies of scale)에 의거한 소비 감소 효과와 성인, 아이들 사이의 상이한 필요(difference in needs)수준을 반영하기 위해 사용된다(김진욱, 2015). 본 연구에서 소득은 균등화 가처분소득의 자연로그 값을 사용하며 소득수준은 이에 따라 1분위(하위 20%)에서 5분위(상위 20%)로 나누어 보기로 한다. 이때, 1분위가 기준 범주가 되어 2,3,4,5분위를 더미화 한다.

4. 통제변수

본 연구에서는 <표 7>와 같이 선행연구에서 성별, 연령, 교육수준, 결혼여부, 자녀 수, 가구원 수, 자산, 종사상지위는 개인연금가입에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 이해되어 통제한다.

<표 7> 통제변수 설명 및 측정방법

구분	변수 명	변수 설명 및 측정방법	측정수준
인구사회학적 요인	성별	남자(기준범주), 여자	비연속
	연령	만 나이	연속
	연령더미	만18세-30세(기준범주), 만31세-43세 만44세-56세, 만57세-65세	비연속
	교육수준	중졸 이하(기준범주), 고졸, 대졸 이상 ※ 졸업기준의 최종학력	비연속
	배우자유 무	배우자 있음(기준범주) 배우자 없음(사별, 이혼, 미혼의 경우)	비연속
상속동기	자녀수	18세 미만 가구원 수	연속
	가구원수	작년 말 기준 가구원수	연속
경제적 요인	자산	“금융자산+실물자산”의 자연로그 값	연속
	소득	균등화된 가구소득= 소득/(가구원수의 제곱근)의 자연로그 값	연속
노동시장 요인	종사상지 위	상용직(기준범주), 임시일용직, 자영업자	비연속

제 3 절 분석방법

개인연금의 가입여부에 관한 선택행동을 분석할 수 있는 계량경제학적 모형으로는 프로빗 모형(probit model)과 로짓모형(logit model)등이 있다(이윤호, 2012). 종속변수가 연속변수가 아니며 0 또는 1인 범주형 범수일 경우 일반적인 회귀분석을 적용할 수 없기 때문이다. 개인연금가입에 대한 선행연구들은 주로 이항로지스틱(문숙재·김연정, 1997; 전승훈 외, 2006; 나혜림·최현자, 2014), 서열형 로짓(백은영, 2012), 프로빗 모형(송윤아, 2009; 이창우, 2010; 주소현, 2011)으로 나뉜다. 개인연금가입과 불입액을 단계별로 보고자 할 때에는 Heckman 2stage 모형을 사용하는 경우도 있었다(전승훈 외, 2008; 주소현, 2011). 종단자료를 이용할 경우 패널로짓(문용필, 2012; 김원섭 외, 2015), 패널토빗(김원섭 외, 2015)을 활용하였다.

1. 프로빗 모형

보통최고제곱 측정법은 독립변수와 종속변수 사이에 선형관계, 그리고 연속적이고 정규분포를 따르는 종속변수를 가정하지만, 종속변수가 범주형(0,1)인 본 연구의 종속변수와 같은 경우에는 보통최소제곱 측정법은 적절치 못하다. 이에 대한 대안적인 방법으로 최대가능도측정법(maximum likelihood estimation method)이 있다. 최대가능도(Maximum Likelihood)측정법은 여러 가지의 모집단의 성격 (θ)중 현재 내가 가지고 있는 자료(y)의 가능성을 가장 높이는 모집단의 성격을 찾아내는 것이다(Long, 1997). 잠재변수(y_i^*)²⁹⁾란 관찰이 불가능한 형태의 변수로 이러한 잠재변수가 임계점(τ)이상일 경우 실제 관측치는 1의 값, 임계점(τ)미만의 경우 0의 값을 가진다. 이때 독립변수인 공적연금 가입여부와 잠재변수로서의 개인연금가입의 관계는 선형관계가 아니지

29) 합리적인 경제 주체가 0인지 1인지를 결정하기 위해 가지게 되는 선호(Preference)의 척도를 전제함(이성우, 2006)

만, 대신 정적인 선형관계가 있다고 가정한다. 그리고 잠재변수로서의 개인연금가입이 어느 임계점을 넘으면 1로, 그렇지 않으면 0으로 기록된다. $y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + \mu_i$ 의 회귀식에 따라 공적연금가입여부의 각 관찰값에 따른 개인연금가입 잠재변수의 예측값(y_i^* hat)을 구할 수 있고, 실제 개인연금가입의 잠재변수는 이 예측값을 중심으로 정규분포를 가지며 존재한다고 가정한다. 프로빗 모형은 오차항의 확률분포에 대해 공분산과 정규분포를 가정한다. 프로빗 모형은 종속변수 ‘개인연금가입여부’를 정의하는 연계함수(Link Function)로서 정규분포누적함수를 사용하여 개인연금가입 잠재변수가 임계점보다 높아 종속변수의 값이 ‘1’일 확률을 구하게 된다. 본 연구에서 활용할 프로빗 모형의 식 (1.1)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y=1) &= F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) = \Phi\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) & \text{식(1.1)} \\ \Rightarrow \Phi^{-1}(\text{Prob}(y=1)) &= \sum_{k=1}^K \beta_k x_k \end{aligned}$$

2. 토빗 모형

본 연구에서 사용할 개인연금 불입액처럼 종속변수가 절단된(censored) 경우(종속변수에 다수의 0이 존재)에는 토빗 모형(Tobit Model)이 주로 사용된다(민인식·최필선, 2012). Tobit Model은 Tobin(1958)에 의해 소개된 토빗 회귀모형(Tobit regression model)은 이산한 형태의 종속변인을 다루는 모형 중에서 자료가 관찰되지 않은 변수를 포함하고 있을 경우를 해결해주는 방법이다. 토빗모형에서는 절단되지 않은 관측치(Uncensored observation)과 절단된 관측치(Censored, Observation)³⁰⁾을 포함하며³¹⁾ 다음과 같이 표현 될 수 있다.

30) $y|y \leq \tau$ 일 때 절단되었다고 함(Long, 1997)

31) $y_i^* > 0$ 인 표본만 가지고 추정한 OLS모형과 토빗 모형 추정의 차이점은 전자는 0을 포함하지

$$\begin{aligned} y_i &= y_i^*, & y_i^* > 0 \text{인 경우} \\ y_i &= 0, & y_i^* \leq 0 \text{인 경우} \end{aligned} \quad (\text{식1.2})$$

위 식(1.2)에서 잠재적(latent) 종속변수 y_i^* 는 0보다 큰 값만 실제로 관찰되고 0보다 작거나 같은 값은 모두 0으로 관찰된다(민인식·최필선, 2012). 이러한 특성을 가진 자료들에 대해 일반적인 회귀모형을 적용하면 회귀계수에 대한 일치추정량을 얻을 수 없다(Greene, 1999).

본 자료의 경우 5,655명의 연구대상자들 가운데 916명만이 개인연금에 가입하였고 4,739명은 가입하지 않은 중도 절단된 표본을 가지고 있다. 따라서 선형회귀분석을 그대로 적용할 수 없어 절단된 표본에 적합한 토빗모형을 선택한다. Heckman 추정방법을 활용할 수도 있으나 ML추정치만큼 효율적이지 않기에 때문에(Gujarati N, 2009)³²⁾ 토빗 모형(Tobit Model)이 적절할 것이라 판단하였다.

토빗모형의 ML추정을 위해서는 자료의 특성과 일치하는 오차항의 분포를 필요로 한다. 토빗모형은 일반선형회귀분석의 정규성(Normality)에 대한 가정에 대해 일종의 제약을 주는 형태로서 정규분포의 가정을 그대로 유지하고자 한다(Amemiya, 1973; 이성우, 2006).³³⁾ 토빗모형의 추정식은 다음과 같다.

$$L = \prod_{y_i > 0} \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{y_i - \beta x_i}{\sigma}\right) \prod_{y_i \leq 0} F\left(-\frac{\beta x_i}{\sigma}\right) \quad (\text{식1.3})$$

않은 반면 후자는 0의 값을 갖는 전체 집합을 모집단으로 간주하는 것이다. 따라서 추정된 회귀계수가 과대 혹은 과소 추정될 가능성이 있어 Censoring하에서 OLS는 불일치 추정량이라 할 수 있다(Long, J. 1997; 민인식·최필선, 2012).

32) Gujarati는 중도절단된 표본에 있어 ML추정이 아닌 OLS추정을 하는 경우 “적절치 않은”절차를 사용한다고까지 말하고 있다(Gujarati, 2009).

33) 관찰된 종속변수를 x 는 설명변수를, 그리고 ϵ 오차항. 이때 오차항은 평균이 0, 분산이 σ^2 이며 서로 독립적인 정규분포를 따른다고 가정한다. 이러한 가정들이 성립될 경우에 한해 강한 일치 추정량이 되며, 점근적으로 정규분포에 따르게 된다(Amemiya, 1973).

이를 위한 본 연구의 분석 과정은 다음과 같다.

첫째, 연구문제 1에서 개인연금가입확률을 결정하는 요인으로 공적연금 가입여부(모형1)와 공적연금가입형태(모형2)를 프로빗(Probit)분석한다.

둘째, 연구문제 2부터는 개인연금불입액에 대한 공적연금불입액의 효과를 보기 위해 토빗(Tobit)회귀분석을 실시한다.

셋째, 연구문제 3에서는 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향에 있어 공적연금가입유형에 따른 차이를 보기 위하여 공적연금가입유형과 불입액의 상호작용효과를 본다.

넷째, 연구문제 4를 분석하기 위해 가구소득계층과 공적연금불입액의 상호작용효과가 개인연금불입액에 미치는 영향을 본다. 개인연금의 경우 정상재의 성격을 갖기 때문에 고소득층의 경우 수요가 더 높아질 가능성이 크다. 그러나 공적연금에 가입된 개인의 가구소득계층과의 상호작용 효과의 측면에서 개인연금불입액의 영향력이 가구소득계층에 따라 그 관계가 보완적 혹은 대체적 관계에 있어 어떠한 차이가 나는지에 대해서는 밝혀진 바 없어 이에 대한 분석을 탐색적으로 실시한다. 34)

34) 방법론에 대해서는 구체적으로 연구대상자들에 대한 “균등화된 가구소득”을 기준으로 가입자들을 5분위로 구분하고 분위별 공적연금불입액과의 상호작용 항을 구성하여 개인연금불입액을 추정하였다.

제 5 장 분석 결과

제1절 기초 통계

<표 8> 연구대상자의 일반적 특성

	변수	빈도(명)	백분율(%)
개인연금가입여부	가입	916	16.2
	미가입	4,739	83.8
	계	5,655	100
공적연금가입여부	미가입	1,732	30.63
	특수직역연금	370	6.54
	국민연금	3,553	62.83
	계	5,655	100
공적연금가입유형	특수직역연금	370	9.43
	국민연금	3,553	90.57
	계	3,923	100
가구소득계층분위	1분위	1,132	20.2
	2분위	1,132	20.2
	3분위	1,129	19.96
	4분위	1,132	20.2
	5분위	1,130	19.98
	계	5,655	100
성별	남	3,385	59.86
	여	2,270	40.14
	계	5,655	100
교육수준	중졸이하	585	10.34
	고졸	2,041	36.09
	대졸이상	3,029	53.56
	계	5,655	100
배우자 유무	있음	4,238	75.12
	없음	1,407	24.88
	계	5,655	100
종사상지위	상용직	3,014	57.30
	임시일용직	801	14.79
	자영업자	1,512	27.91

	계	5,417	100
--	---	-------	-----

<표 7>은 본 연구의 전체 18세 이상 65세 미만에 해당하는 대상자들의 일반적인 인구학적, 경제적 그리고 연금가입특성에 관한 기초통계 결과이다. 본 연구의 종속변수인 “개인연금가입여부”에서 가입자는 916명으로 전체 5,655명 중 16%, 미가입이 4,739명으로 83.8%이다. 이는 보험개발원(2014)에서 추정한 총인구 대비 개인연금가입자의 비율이 17%인 것과 거의 유사한 것으로 나타나 표본 대표성이 있다.

공적연금가입자는 전체 대비 69%인 3,553명이며 그 중 6.54%인 370명은 특수직역연금³⁵⁾에 가입하였고 90%는 국민연금에 가입하였다. 공적연금에 가입하지 못한 미가입자는 1,732명으로 전체 대비 30%가 넘는다. 본 연구에서 조절변수로 사용되는 가구소득계층분위는 하위 1분위에서 상위 5분위까지 다섯 개의 계층분위로 나뉘며 각 분위별 약 1,130명(20%)씩 할당하였다.

연구대상자의 성별은 남성이 59%, 여성이 40%로 남성의 비율이 조금 더 많은 수준이지만 재정패널의 가구원자료의 특성으로 보인다. 교육수준으로는 중졸 이하가 585명으로 10.34%, 고졸이 585명으로 36%, 대졸이상인 3,029명으로 전체 표본의 절반을 차지하고 있다. 배우자가 있다고 대답한 응답자가 전체의 75%인 4,238이며 미혼, 이혼, 사별로 인해 배우자가 없다고 응답한 사람은 전체 25%를 차지하고 있다. 노동시장에서 개인의 종사상지위가 상용직인 연구대상자도 3,014명으로 57%를, 임시·일용직이 801명으로 15%, 자영업자가 1,512명으로 약 28%를 구성하고 있다. 이는 우리나라 경제활동인구 대비 자영업자비율이 21.4%(통계청, 2015)³⁶⁾이라는 현실보다는 높게 나타나고 있다. 그러나 통계청에서 자영업자를 ‘전체 취업자 중 임금근로자와 무급가족종사자를 제외한 고용주와 자영자’만을 자영업자에 포함시킨 반면, 본 연구에서는

35) 본 연구에서 특수직역연금가입은 공무원연금, 사립학교교직원 연금, 군인연금, 우체국연금가입자를 포함하여 통칭한다.

36) 2015년 통계청 경제활동인구조사

무급가족종사자도 자영업자로 포함시켰기 때문에 나타난 결과라고 할 수 있다.

<표 9-1> 변수간 기술통계

구분	변수	빈도 (N)	Mean	S.D	Min	Max
종속변수	개인연금가입여부 (미가입=0,가입=1)	5,655	0.162	0.368	0	1
	개인연금불입액(월)	5,654	4.81	15.31	0	300
독립변수	공적연금가입여부 (미가입=0, 특수직역=1 국민연금=2)	5,655	1.32	0.9116	0	2
	공적연금불입액(월)	5,627	8.54	8.77	0	76.48
조절변수	공적연금가입유형 (특수직역=0 국민연금=1)	3,923	0.906	0.292	0	1
	가구소득계층	5,655	3.36	1.27	1	5
통제변수	성별 (여성=0)	5,655	0.598	0.490	0	1
	연령	5,655	45.9	10.41	18	65
	연령제곱	5,655	2221.3	944.15	324	4225
	교육수준 (0=중졸이하 1=고졸 2=대졸이상)	5,655	1.43	0.673	0	2
	배우자 유무 (0=배우자있음 1=배우자없음)	5,655	0.751	0.432	0	1
	자녀수	5,655	0.777	0.952	0	4
	가구원수	5,655	3.40	1.18	1	8
	ln(총자산)	5,655	9.47	2.71	-2.032	14.49
	ln(균등화가구소득)	5,655	7.81	0.747	-2.302	10.78
	종사상지위	5,417	0.706	0.875	0	2

	(0=상용직 1=임시·일용직 2=자영업자)					
--	-------------------------------	--	--	--	--	--

<표 9-1> 변수간 기술통계에 따르면 월 평균 개인연금 불입액의 경우 최소 0원에서 300만원까지 불입하고 있는 것으로 나타나며 5,654명의³⁷⁾ 월평균개인연금불입액은 4만 8천원이다. 하지만 이 경우 전체표본의 84%가 0(개인연금미가입)의 값을 갖기에 평균 불입액의 수준이 하향되었다 볼 수 있다. 때문에 개인연금에 가입한 사람만의 개인연금월평균불입액을 따로 봐야 한다. 이 때, 개인연금가입자 916명만을 대상으로 한 개인연금 월평균 불입액은 29만 8천원, 최솟값은 8천3백 원, 최댓값은 300만원으로 나타난다.

공적연금 월평균불입액도 최소 0원에서 최대 76만원까지 불입하고 있었다. 이 경우 1,732명의 공적연금미가입자가 포함되어 있기 때문에 공적연금가입자들의 월 평균 불입액은 약 8만 5천원으로 조사된다. 공적연금 가입자 3,808명만의 월평균 불입액을 따로 산출한 결과, 약 12만원 이었고, 최소 3천원에서 최대 76만 4,800원까지 불입하고 있다는 것을 알 수 있다.

연령의 경우 최소 18세에서 최대 65세 까지를 대상으로 하며 연구대상자들의 평균연령은 45.9세이다. 자녀수는 0명에서 최대 4명까지이며 평균 자녀수는 0.7명이다. 가구원은 1인에서 최대 8명으로 구성되어 있으며 평균 가구원수는 3.4명이다. 본 연구의 자산과 균등화된 가구소득변수는 본래 값에서 자연대수를 취한 값으로 치환하여 사용하도록 한다.

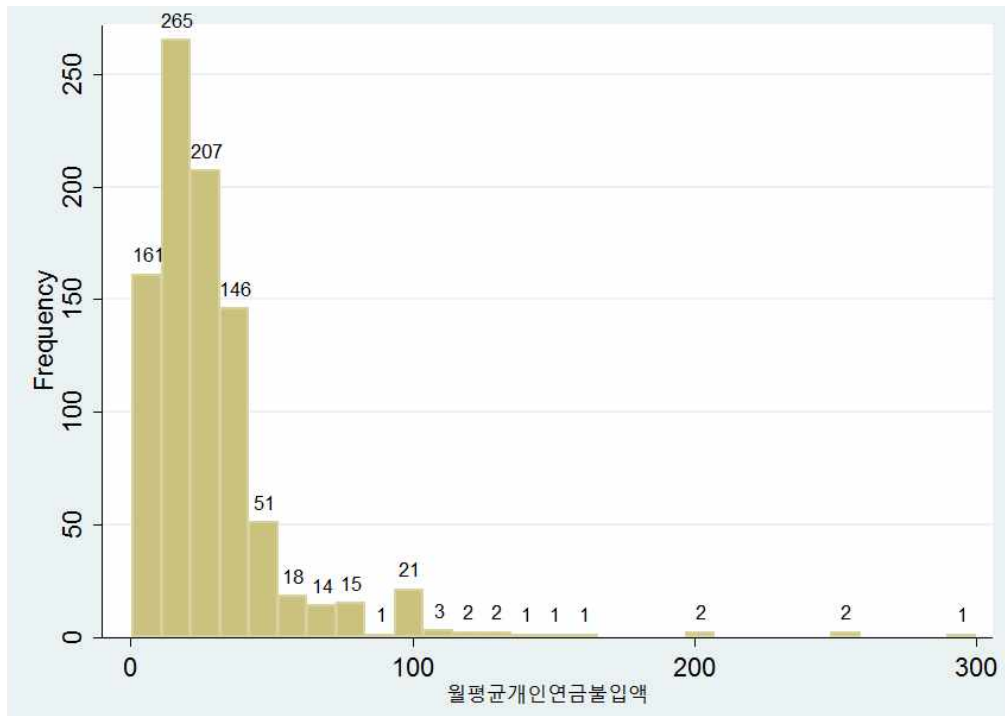
37) 한 사례수의 경우 극단적인 이상치를 보여 결측값(missing value)으로 처리함

1. 종속변수에 대한 설명

<표 9-2> 개인연금가입자의 개인연금불입액평균(단위 : 만원, 명(%))

구 분		세제비적격 개인연금		합 계
		가입	미가입	
세제적격 개인연금	가입	51.70	28.73	31.90
		53(5.78)	330	383(41.9)
	미가입	28.28	—	28.28
		531		531(58)
합 계		30.41	28.73	29.81
		584(63.89)	330(36.1)	914(100)

위의 <표 9-2>는 개인연금가입자 914명을 대상으로 한 개인연금불입액의 평균값을 나타낸다. 이에 따르면 개인연금가입자 중 세제적격개인연금가입자는 약 42%인 383명으로 세제적격가입자 584명(약 64%)보다 적다. 이는 세제비적격 개인연금가입자가 세제적격 개인연금가입자보다 약 3배 많은 우리나라 개인연금가입행태를 반영한 것이라 표본이 대표성을 가진다 할 수 있다. 또한 세제적격 개인연금에 가입하면서 세제비적격 개인연금에 동시에 가입한 사람도 53명으로 전체 개인연금가입자의 5.8%를 차지한다. 이러한 경우 개인연금불입액의 평균은 약 51만원으로 가장 높다. 또한 세제적격 연금과 세제비적격 개인연금월평균불입액간의 평균은 약 30만원에서 32만원으로 크게 차이나지 않는 것을 알 수 있다.



[그림 2] 개인연금불입액에 대한 히스토그램

위 [그림 2]은 본 연구대상자들 중 개인연금가입자 914명의 개인연금 불입액에 대한 히스토그램이다. 이에 따르면 개인연금가입자 중 약 77%가 33만 3천 원 이하로 개인연금을 불입하고 있었고 이는 연간 400만 원 이하는 연금저축에서 세제혜택을 받을 수 있는 만큼의 월평균 불입액 수준으로 가입자들이 세제혜택선 내에서 많이 가입한 결과로 이해할 수 있다. 이 외 40만 원 이상 불입하는 경우 연금저축과 연금보험을 함께 가입했거나 연금보험의 경우 납입액이 더욱 높아질 수 있기 때문이라 할 수 있다. 혹은 2013년 신연금저축 개정으로 인하여 400만원을 한 번에 불입할 수 있어 나타난 결과라 볼 수 도 있다. 즉, 전체적으로 대부분의 가입자들은 30만 원 이하로 개인연금을 불입하고 있으며 100만 원 이상 불입하는 경우는 아주 소수의 가입자만이 분포하고 있다고 볼 수 있다.

2. 주요변수에 대한 설명

<표 10> 분위별 평균소득

	평균소득(만원)	명(N)	비율(%)
1분위	1021.363	1,132	20.02
2분위	1957.632	1,132	20.02
3분위	2664.814	1,129	19.96
4분위	3609.473	1,132	20.02
5분위	6233.365	1,130	19.98
합 계		5,655	100

<표 10>는 가구소득계층분위별 개인의 소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 균등화된 가구소득값을 사용하여 5분위로 나눈 결과를 제시한 것이다. 하위 1분위는 평균적으로 1천 21만원의 소득을, 하위 2분위 가계는 1천 957만원으로 대략적으로 2천만 원에 가까운 수준이다. 3분위의 경우에는 2천 664만원의 평균소득을 나타낸다. 4분위의 경우에는 3천 609만원을, 최상위 5분위의 경우는 이를 훨씬 상회하는 6천 233만원의 평균 소득을 타나내 최상위 20%의 소득수준이 최하위 20%와 비교했을 때 최대 6배 차이를, 3분위와 비교했을 때 2배 넘는 차이를 나타내고 있다. 현재 우리나라의 소득 5분위별 평균 소득이 5분위 1억 930만원, 4분위 5791만원, 3분위 3895만원, 2분위 2354만원, 1분위 862만원(통계청, 2015)³⁸⁾이라는 것을 볼 때 본 자료의 경우 1,2분위의 소득은 높은 반면 5분위의 소득은 이에 미치지 못한다는 것을 알 수 있다.

38) 통계청 2015년 가계금융·복지조사

<표 11>공적연금가입여부에 따른 개인연금가입여부

(단위: 명)

개인연금가입여부	공적연금가입여부			합 계
	미가입	특수직역연금	국민연금	
미가입	1,609	229	2,901	4,739
가 입	123	141	652	916
합 계	1,732	370	3,553	5,655

<표 11>는 공적연금가입여부별 개인연금가입여부를 나타낸다. 전체 5,655명의 연구대상자들 중 공적연금과 개인연금에 모두 가입한 개인은 총 793명으로 전체 개인연금가입자들 중의 86.6%를 차지하고 있다. 특이한 사실은 개인연금가입에 있어 공적연금가입여부별로 살펴보면 미가입자 중 7%, 특수직역연금가입자 중 38%, 국민연금가입자 중 18%가 개인연금에 가입되어 있어 특수직역연금가입자가 전체 공적연금가입자 대비 가장 많은 개인연금가입 비중을 차지하고 있다. 반면 공적연금에는 가입되어 있지 않는 사각지대 대상 중 개인연금에 가입한 사람은 123명으로 이들의 개인연금수급가능성 뿐 아니라 급여수준도 동시에 살펴볼 필요가 있다(강성호·류건식, 2014). 마지막으로, 공적연금과 개인연금 중 어느 것도 가입하지 못한 미가입자들은 1,609명으로 전체연구대상자(5,655명)의 약 30%를 구성하고 있다.

<표 12> 공적연금가입유형과 개인연금가입여부에 따른 공적연금불입액

개인연금가입여부		공적연금가입유형		
		특수직역연금	국민연금	합 계
미가입	Mean	23.94	10.34	7.74
	N(%)	225(61.47)	2878(81.55)	4712(83,73)
가입	Mean	28.24	8.99	14.10
	N(%)	141(38.52)	651(18.44)	915(16.26)
합계	Mean	25.60	10.76	8.53
	N(%)	366(100)	3529(100)	5,627(100)

주 : (단위:만원/명/%)

<표 12>에서는 공적연금가입여부와 개인연금가입여부를 교차하여 공적연금월평균불입액을 제시한 결과이다. 이에 따르면 특수직역연금가입자의 경우 개인연금에 가입하지 않은 225명의 공적연금불입액평균은 23만 9천원, 개인연금에 가입한 경우 공적연금불입액은 28만원으로 개인연금미가입자에 비해 개인연금가입자의 공적연금불입액이 높다.

하지만, 특기할만한 점은 국민연금가입자들은 다른 결과를 제시하고 있다. 국민연금가입자 중 개인연금미가입자의 경우 공적연금불입액은 10만원인 반면 국민연금과 개인연금 모두에 가입한 사람의 경우 8만 9천원으로 개인연금가입자들의 공적연금불입액수준이 개인연금미가입자의 공적연금불입액수준보다 더 낮다. 이와 같은 결과는 개인이 적게 내는 보험료로 인해 향후 수급이 예상되는 공적연금액이 낮을 것을 예측하는 개인의 경우에는 개인연금을 부족한 공적연금액을 보완하기 위한 방안으로 보완적인 의미에서 개인연금을 불입하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

또한 개인연금 미가입자의 공적연금불입액평균이 7만원인데 비해 개인연금가입자의 공적연금불입액평균은 14만원 인 것으로 확인되어 개인연금가입자일수록 공적연금불입액이 높다.

그리고 특수직역연금가입자의 38.5%가 개인연금에 가입되어 있는 반면, 국민연금가입자는 18.44%에 가입되어 있어 특수직역연금에 가입자 일수록 개인연금가입이 높았다.

<표 13> 공적연금가입유형과 소득분위에 따른 공적연금불입액

가구소득분위		공적연금가입유형		
		특수직역연금	국민연금	합 계
1분위	Mean	14.17	7.40	3.55
	N(%)	7(1.91)	529(14.99)	536(13.76)
2분위	Mean	16.40	8.99	5.84
	N(%)	27(7.37)	683(19.35)	710(18.22)
3분위	Mean	22.70	10.76	8.63
	N(%)	67(18.30)	761(21.56)	828(21.25)
4분위	Mean	27.43	12.13	10.99
	N(%)	96(26.22)	803(22.75)	899(23.08)
5분위	Mean	27.65	14.19	13.75
	N(%)	169(46.17)	753(21.33)	922(23.67)
합 계	Mean	25.60	10.96	8.54
	N(%)	366(100)	3,529(100)	3,895(100)

주 : (단위:만원/명/%)

<표 13>는 전체 연구대상자들을 가구소득계층 5분위로 나눈 후, 특수직역연금가입자와 국민연금가입자의 공적연금불입액을 제시한 것이다. 특수직역연금가입자의 월평균 공적연금불입액은 하위1분위의 경우 평균 14만원, 2분위 평균 16만원, 중위 3분위 22만원, 4분위 27만원, 최상위 5분위 27만원에 달해 평균 월평균불입액이 25만원에 달하는 반면 국민연금의 경우 최하위 1분위의 경우 7만 4천원, 2분위의 경우 8만 9천원으로 1분위와 1만5천원의 차이를 보인다. 최상위 5분위의 국민연금월평균불입액은 14만원으로 이는 특수직역연금가입자 소득 1분위의 공적연금불입액과 같은 수준이다. 또한 국민연금가입자의 월평균 공적연금불입액은 10만 9천원으로 특수직역연금가입자의 공적연금불입액 25만 6천원에 비해 1/2배보다 낮은 수준이다. 이는 현재 우리나라의 공적연금 내에서의 급여형평성 혹은 국민연금 연금급여 불충분의 원인의 일정부분이

불입액의 차이에 기인하고 있다는 점을 나타내고 있다고 할 수 있다.

또한, 특수직역연금가입자의 소득 1분위가 1%인 것에 비해 국민연금가입자의 경우에는 약 20%가 소득1분위에 속하고 있다. 특수직역연금가입자의 경우 상위 4,5분위에 전체 가입자의 72%가 속한 반면 국민연금가입자의 경우 43%만이 상위 4,5분위에 속해 특수직역연금가입자의 평균 소득수준이 높음을 알 수 있다. 전체 연구대상자의 소득분위별 공적연금 가입현황에서는 소득 1분위의 경우 13.7%, 2분위의 경우 18%로 소득분위가 높아질수록 공적연금가입비율도 높아져 5분위에서는 24%를 나타낸다.

<표 14> 개인연금가입자들의 공적연금 가입형태와 개인연금불입액

개인연금가입여부		공적연금가입형태			합계
		미가입	특수직역연금	국민연금	
미가입	Mean	0	0	0	0
	N(%)	1,609(33.95)	229(4.83)	2,901(61.21)	4,739(100)
가입	Mean	28.69	29.11	30.12	29.77
	N(%)	123(13.44)	141(15.4)	651(71.14)	915(100)
합계	Mean	2.04	11.09	5.52	4.82
	N(%)	1,732(30.63)	370(6.54)	3,552(62.82)	5654(100)

주: (단위: 만원/명/%)

<표 14>은 공적연금가입여부와 개인연금가입여부에 따른 개인연금월 평균불입액을 제시한 것이다. 공적연금에는 가입하지 않고 개인연금만 가입한 경우, 평균 개인연금불입액은 28만원이다. 특수직역연금가입자의 경우 평균 개인연금불입액은 29만원, 국민연금가입자의 경우에는 30만원에 달해 평균 개인연금 불입액의 크기에 있어서는 ‘국민연금 > 특수직역연금 > 미가입자’ 순으로 나타난다고 볼 수 있지만 그 차이에 있어서는 1~2만원의 차이가 있을 뿐이다.

하지만 공적연금가입여부라는 전체적인 측면에서 보면 특수직역연금가입자의 상당수가 개인연금에 가입하고 있어 월평균불입액이 11만원으로 가장 높게 나타나고 그 다음이 국민연금 5만 5천원, 마지막으로 미가입자들로 이들의 개인연금불입액은 평균 2만원에 불과하다는 것을 알 수 있다.

개인연금가입자 915명에 대한 공적연금가입여부별 구성 비율은 국민연금가입자가 71.14%, 특수직역연금가입자가 15.4%, 공적연금미가입자가 13.4%를 나타낸다.

<표 15> 공적연금가입여부와 소득분위에 따른 개인연금불입액

가구소득분위		공적연금가입여부			
		미가입	특수직역연금	국민연금	합 계
1분위	Mean	0.64	9.29	2.61	1.59
	N(%)	596(34.41)	7(1.89)	529(14.89)	1,132(20)
2분위	Mean	1.42	4.46	2.31	2.03
	N(%)	417(24.07)	28(7.56)	687(19.34)	1,127(19.9)
3분위	Mean	2.57	4.39	3.57	3.36
	N(%)	297(17.14)	67(18.10)	765(21.53)	1,129(19.9)
4분위	Mean	2.14	10.48	5.18	5.03
	N(%)	227(13.1)	97(26.21)	807(22.72)	1,131(20)
5분위	Mean	6.79	15.23	12.73	12.08
	N(%)	195(11.25)	171(46.09)	764(21.51)	1,130(19.9)
합 계	Mean	2.04	11.09	5.52	4.82
	N(%)	1,732(100)	370(100)	3,552(100)	5,654(100)

주: (단위: 만원/명/%)

<표 15>는 전체 연구대상자들을 가구소득계층 5분위로 나눈 후, 특수직역연금가입자와 국민연금가입자의 공적연금불입액을 제시한 것이다. 가구소득계층분위에 따라 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 공적연금가입여부와는 상관없이 공통적으로 소득분위가 증가 할수록 개인연금불입액도 높아진다. 1분위의 평균 개인연금불입액이 1만 5천원, 2분위의 경우 2만원, 3분위의 3만원으로 서서히 높아지다 4분위에서 5만원, 5분위에서 12만원으로 급격하게 높아지고 있다.

둘째, 같은 소득계층분위에 있더라도 공적연금가입여부별 평균개인연금불입액이 다르다. 1분위의 경우 공적연금미가입자들의 평균개인연금불입액은 6천원인 반면, 특수직역연금가입자는 9만원으로 특수직역연금가입자의 경우 공적연금미가입자 5분위의 평균개인연금불입액 6만7천원보다 높은 수준에서 개인연금을 불입하고 있는 것으로 확인된다. 특수직역연

금가입자의 경우 소득계층이 높아질수록 개인연금불입액도 꾸준히 증가하면서 5분위에서는 월평균 15만원을 지출하고 있었다.

국민연금가입자의 경우 이보다는 낮은 수준으로 1,2분위에서 2만원을 지출하다가 4분위까지 5만원을 지출하게 된다. 특이한 점은 5분위의 경우 12만원으로 개인연금지불액이 급격하게 증가한다는 점이다.

셋째, 모든 소득분위에서 특수직역연금가입자들의 개인연금불입액이 가장 높게, 공적연금미가입자들의 개인연금불입액이 가장 낮게 나타나고 있다. 1분위에서는 특수직역연금과 미가입자의 개인연금불입액 차이가 9만원 가까이 나타나고 있다. 이와 같은 격차는 2분위와 3분위에서 다소 완화 되는 것처럼 보이나, 4분위부터 다시 8만 원 이상으로 벌어지며 5분위에서는 다시 9만원 가까이 차이가 나는 것으로 나타난다. 이는 공적연금가입여부와 가구소득계층분위에 따라 개인연금불입액이 달라질 수 있는 가능성을 시사하고 있다.

넷째, 소득분위가 낮을수록 공적연금미가입자가 집중되어 있다. 단적인 예로, 공적연금미가입자의 34%가 소득 1분위에 속해있는 반면, 특수직역금가입자의 경우 46%가 소득 5분위 계층에 속해있다. 공적연금 미가입자들은 소득분위가 높아질수록 그 비율이 줄어드는 반면 특수직역연금 가입자는 소득분위가 높아질수록 그 비율이 커지고 있는 것이다. 국민연금가입자는 1분위에서 15%로 가장 낮았고 2분위부터는 약 20%비율로 가구소득분위를 구성하고 있는 것으로 나타난다.

<표 16> 가구소득계층분위별 개인연금가입여부에 대한 개인연금불입액

가구소득분위		개인연금가입여부		
		미가입	가입	합계
1분위	Mean	0	25.44	1.59
	N(%)	1,061(93.73)	71(6.27)	1,132(100)
2분위	Mean	0	23.49	2.03
	N(%)	1,034(91.34)	98(8.66)	1,132(100)
3분위	Mean	0	26.15	3.36
	N(%)	984(87.16)	145(12.84)	1,129(100)
4분위	Mean	0	25.61	5.03
	N(%)	909(80.37)	222(19.63)	1,131(100)
5분위	Mean	0	36.02	12.08
	N(%)	751(66.46)	379(33.54)	1,130(100)
합 계	Mean	0	29.77	4.82
	N(%)	4,739(83.81)	915(16.18)	5,654(100)

주: (단위: 만원/명/%)

<표 16>는 전체 연구대상자들을 가구소득계층 5분위로 나눈 후, 개인연금미가입자와 개인연금가입자의 개인연금평균불입액을 제시한 것이다. 가구소득계층분위에 따라 살펴보면 다음과 같다.

분위가 높아질수록 개인연금가입비율이 높아진다. 1분위의 경우, 94%(1,061명)의 거의 대다수가 개인연금미가입에, 6%(71명)만이 개인연금가입에 가입되어 있었다. 2분위의 경우도 91%(1,034명)의 거의 대다수가 개인연금미가입에, 9%(98명)만이 개인연금가입에 가입되어 있었다. 3분위도 87%(984명)의 대다수가 개인연금미가입에, 13%(145명)만이 개인연금가입에 가입되어 있었다. 4분위에서는 80%(909명)이 개인연금미가입에, 20%(222명)가 개인연금가입에 가입되어 있었다. 5분위에서는 66%(751명)이 개인연금미가입에, 33.5%(379명)의 가장 높은 비율로 개인연금가입에 가입되어 있었다.

그럼에도 불구하고, 개인연금가입자의 가구소득계층분위별 개인연금불입액의 차이는 크게 나타나지 않았다. 1분위 개인연금가입자의 개인연금불입액은 25만원 4천원으로 나타나며 2분위는 그 보다 약 2만원 작은 23만 4천원을, 3분위에서는 다소 증가한 26만원을, 4분위에서는 25만원을 나타내다가 5분위에서 36만원으로 가파르게 상승한 값을 보인다.

<표 17> 가구소득분위에 따른 개인연금가입여부에 대한 공적연금불입액

가구소득분위		개인연금가입여부		
		미가입	가입	합계
1분위	Mean	3.26	7.91	3.55
	N(%)	1,061(22.52)	71(7.76)	1,132(20.12)
2분위	Mean	5.69	7.51	5.85
	N(%)	1,029(21.84)	98(10.71)	1,132(20.12)
3분위	Mean	8.35	10.51	8.63
	N(%)	980(20.8)	145(15.85)	1,125(20)
4분위	Mean	10.00	14.96	10.99
	N(%)	903(19.16)	223(24.37)	1,126(20)
5분위	Mean	11.66	17.83	13.75
	N(%)	739(15.68)	378(41.31)	1,117(19.85)
합 계	Mean	7.46	14.11	8.54
	N(%)	4,712(100)	915(100)	5,627(100)

주: (단위: 만원/명/%)

<표 17>는 전체 연구대상자들을 가구소득계층 5분위로 나눈 후, 개인연금미가입자와 개인연금가입자의 공적연금 월평균불입액을 제시한 것이다. 가구소득계층분위에 따라 살펴보면 다음과 같다.

개인연금가입여부와 관계없이 분위가 높아질수록 공적연금월평균 불입

액의 수준이 증가한다. 그리고 개인연금 미가입집단에 비해 가입집단의 경우 공적연금월평균불입액의 수준이 더욱 높다.

개인연금 미가입집단의 경우 1분위의 공적연금 월평균 불입액은 3만원, 2분위에서 5만 6천원, 3분위 8만원, 4분위 10만원, 5분위 11만원으로 나타나나, 개인연금가입집단의 경우에는 1분위의 공적연금불입액이 약8만원 수준에서 이루어진다. 그러나 2분위에서는 7만 5천원 수준으로 다소 낮아지나, 3분위에서 10만 5천원, 4분위에서 14만 9천원, 5분위에서 17만 8천원으로 크게 증가하고 있다.

분위별 개인연금가입자 구성을 살펴보면 하위 1분위의 약8%, 2분위의 약11%, 3분위의 경우 16%, 4분위의 경우에는 약 9%p 증가한 24%, 5분위는 41%로 상위 4,5분위에서 전체개인연금가입자의 60%가 가입되어 있는 것을 확인할 수 있다. 따라서, 가구소득계층분위가 높아질수록 개인연금에 많이 가입하고 있는 것으로 나타난다.

제2절 공적연금이 개인연금에 미치는 영향

1. 공적연금가입이 개인연금가입에 미치는 영향

<표 18> 연구문제1 프로빗분석결과

	(1)	(2)
공적연금가입여부	0.26810524 *** (4.09)	—
공적연금가입유형		
미가입	—	(기준)
특수직역연금	—	0.62600493*** (6.39)
국민연금	—	0.25589636*** (3.9)
성별	-0.04623486 (-0.98)	-0.04264474 (-0.91)
연령	0.15805849 *** (6.51)	0.15889792*** (6.52)
연령제곱	-0.00164561 *** (-6.09)	-0.00166324*** (-6.14)
교육수준		
중졸이하	(기준)	(기준)
고졸	0.28207249 ** (2.58)	0.28238025** (2.59)
대졸이상	0.48735182 *** (4.35)	0.45523701*** (4.06)
배우자유무	0.07016786 (0.99)	0.06652272 (0.93)
자녀수	0.06893816 ** (2.05)	0.06767523* (2.01)
가구원수	-0.0949679 *** (-3.83)	-0.09686639*** (-3.9)
ln(총자산)	0.04096671 *** (3.89)	0.04094663*** (3.88)

ln(가구소득)	0.45540825 *** (11.67)	0.43798797*** (11.17)
종사상지위		
상용직	(기준)	(기준)
임시·일용직	-0.38758881 *** (-4.23)	-0.35308262*** (-3.83)
자영업자	-0.06485457 (-1.15)	-0.02240281 (-0.39)
(상수)	-8.9216407 *** (-14.76)	-8.793253*** (-14.5)
N	5417	5417
Log Likelihood	-2159.6992	-2147.7636
Pseudo R2	0.1164	0.1213
LR chi2(14)	568.95***	592.82***

주 : †p<0.1 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 수준에서 유의함

()안은 z값

<표 18>은 개인연금가입여부에 대한 프로빗(Probit) 분석결과를 제시한 것이다. 모형1은 공적연금 가입여부에 있어 가입한 자를 ‘1’로, 가입하지 않은 자를 ‘0’으로 두어 가입여부가 개인연금가입여부에 미치는 영향을 본다. 모형2는 공적연금에 가입자 중 공적연금의 가입유형이 개인연금가입여부에 미치는 영향을 본다. 이때, 기준집단은 특수직역연금 가입집단=‘0’이다.

분석 결과 공적연금에 가입 할수록 개인연금에 가입할 가능성이 정(+)적인 방향에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 또한 공적연금가입유형에 있어서는 특수직역연금가입자와 국민연금가입자가 개인연금가입에 미치는 영향이 모두 정적(+)으로 나타나지만 특수직역연금가입자의 회귀계수 값의 크기가 더욱 크게 나타나고 있다. 즉, 공적연금가입이 개인연금가입과 보완적 관계를 갖고, 특수직역연금가입의 경우 공적연금미가입과 국민연금가입에 비해 개인연금가입에 미치는 영향이 강하게 나타

나는 것으로 해석할 수 있다.

독립변수를 제외한 통제변수들은 모형 (1)과 (2)에 따라 회귀계수 값은 미세하게 차이는 나지만 방향성은 일치하고 있다. 성별의 경우 여성일수록 개인연금가입에 미치는 영향이 크지만 통계적으로 유의미하다고 보기 어렵다. 연령이 증가할수록 개인연금가입가능성이 증가하지만 연령제곱 항에서 통계적으로 유의하게 역U자형의 곡선으로 나타나 일정 연령수준까지는 증가하다가 이후 감소하는 것으로 선행연구의 결과와 일치한다고 볼 수 있다. 교육수준에서는 학력수준이 증가할수록 개인연금가입가능성이 통계적으로 유의미하게 증가한다. 배우자가 있을수록, 자녀수가 많을수록 개인연금가입가능성이 증가하지만 가구원수는 적을수록 개인연금가입가능성이 증가한다. 이는 가구원수에 따른 개인의 경제적인 부양능력에 따라 달라질 수 있는데 대체적으로 가구원수가 많은 경우 개인연금에 가입할 수 있는 경제적인 여력 및 여유가 약해지기 때문으로 보인다.

또한 로그가구소득과 로그자산에 따른 개인연금불입액의 규모가 1% 유의수준에서 유의하게 양의 상관관계를 나타내 개인연금이 정상재(normal goods)성질을 가지고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 가구소득과 자산이 높을수록 개인연금가입가능성이 높다. 이는 김재호(2011)등의 선행연구들과 일치하는 결과이다. 나아가 개인이 노동시장에서 고용의 안정성 및 고정된 수입을 보장하는 상용직의 경우에 비해 임시일용직이나 자영업자의 경우 개인연금가능성이 낮아지고 있었다.

2. 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향

<표 19> 연구문제2 토빗회귀분석 결과 (종속변수: 개인연금불입액)

			(3)
			Coef.(t)
독립변수		공적연금불입액	1.1955(8.73) ***
통 제 변 수	인구사회학적요인	성별	-5.698(-2.52) **
		연령	9.047(7.55) ***
		연령제곱	-0.1009(-7.50) ***
		교육수준	
		중졸이하	(기준)
		고졸	18.861(3.20) **
		대졸이상	23.064(3.80) ***
	상속요인	배우자유무	3.2649(1.04)
		자녀수	4.6395(2.64) **
		가구원수	-12.033(-9.08) ***
	경제요인	ln(총자산)	0.7727(1.78)
		ln(소득)	19.7244(9.96) ***
	노동시장요인	종사상지위	
		상용직	(기준)
		임시·일용직	-17.7522(-4.03) ***
		자영업자	3.7335(1.43)
		상수항	-399.338(-12.89) ***
		Sigma	2931.845(80.3445)
		Log Likelihood	-6314.681
		LR(13)	720.11***
		Pseudo-R2	0.0539
		left-censored	4,486
		uncensored observations	902
		N	5,388

주 : †p<0.1 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 수준에서 유의함

<표 19>는 개인연금불입액을 종속변수로 하는 토빗분석결과를 제시하고 있다. 이전까지는 ‘개인연금가입여부’라는 이분변수를 종속변수로 하는 프로빗 모델을 활용한 반면 본 분석결과부터는 종속변수가 0.8부터 300까지의 연속변수로 구성된 ‘개인연금월평균불입액’변수를 활용하기 때문에 토빗분석을 실시한다. 이하의 분석모델들은 모두 재정패널 7차 횡단면가중치를 적용한 결과 값을 제시한다.

전체 표본 5,388명 중 개인연금불입액이 0인 사람이 4,486명이며 개인연금불입액의 수준이 0보다 큰 사람은 902명이다. 좌측 절단된(left-censored)표본으로 중도절단 비율이 83%(4,486/5,388)로 매우 높은 수준이다. 이 비율이 0%에 근접할수록 토빗 모형 추정결과는 OLS 추정 결과에 가까워지게 된다(민인식·최필선, 2012).

설명변수를 모두 포함한 모형에서 얻어진 로그우도함수(Log Likelihood) 값은 -6061.97이며 LR(Likelihood ratio)검정통계량은 658.38 으로 통계적으로 유의미하게 모형이 적합하다 할 수 있다. 모형의 설명력을 나타내는 Pseudo R값은 0.0515이다.

토빗 회귀분석 결과 독립변수인 공적연금불입액이 높을수록 개인연금불입액도 마찬가지로 높게 나타나며 공적연금불입액과 개인연금불입액도 보완적(+)관계를 갖는 것으로 나타난다. 이 결과는 앞서 살펴본 선행연구들의 결과와 동일하다.

통제변수를 살펴보면 여성일수록, 연령이 높아질수록 개인연금불입액이 높으나 연령제곱항에서는 역U자형 형태로 나타나 일정연령까지는 개인연금과 공적연금의 불입액이 함께 높아지지만 일정 시점이후부터는 오히려 줄어들게 됨을 확인할 수 있다. 이는 타 선행연구의 결과와 <표 18>의 프로빗 분석결과와 동일하다. 또한 교육수준이 높을수록, 배우자가 있을수록 개인연금불입액이 높게 나타난다. 자녀수가 많을수록 개인연금의 불입액이 높아진다. 이는 상속동기가 작용되어 자녀가 있는 경우 자신의 노후를 좀 더 대비하고 싶어 하는 경우 혹은 자녀에게 유산을 물려주기 위한 경우로 해석되어 상속효과가 나타남을 확인하였다. 반면,

가구원수가 많을수록 개인연금불입액은 줄어들게 되는데 이는 개인의 경제적 여력의 한계로 인해 개인연금불입액으로 까지 개인의 노후대비를 하지 못하는 현 한국가구의 실태를 반영하는 결과라 해석할 수 있다. 이를 경제적인 요인 소득과 자산으로 확인해 보면 소득이 높을수록, 개인이 가진 자산이 많을수록 개인연금불입액과 통계적으로 유의하게 정(+)적인 효과를 갖고 있다. 즉, 이는 개인의 소득과 자산을 통제한 가운데에서도 개인의 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 유의하다는 것을 지지하는 결과이기도 하다. 나아가 노동시장 요인으로서 개인의 종사상지위가 상용직인 경우에 비해 임시일용직들의 경우 개인연금불입액이 현저하게 낮아지게 됨이 통계적으로 유의하다. 반면, 자영업자의 경우 그 방향성은 정적이게 되어 상용직보다 많이 납입하고 있는 것으로 나타나지만, 그 통계적 유의성은 확인되지 않는다.

3. 공적연금유형에 따른 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향

<표 20> 연구문제3 토빗회귀분석 결과 (종속변수 : 개인연금불입액)

		Model	
		4	5
통 제 변 수	독립변수	공적연금불입액	1.132(6.01) ***
		공적연금가입유형	0.3383(1.19)
		특수직역연금	(기준)
		국민연금	(기준)
			-2.541(-0.63)
			-29.21(-3.54) ***
	인구사회 학적요인	성별	-4.43(-1.76) †
		연령	-6.23(-2.43) *
		연령제곱	8.419(1.38) ***
		교육수준	8.4130(6.10) ***
			-0.94(-6.03) ***
			-0.09(-6.02) ***
		중졸이하	(기준)
		고졸	(기준)
	상속요인	대졸이상	13.09(1.8) †
			13.145(1.80) †
		배우자유무	17.82(2.41) *
			17.3795(2.34) *
	경제요인	자녀수	4.90(1.42)
		가구원수	5.0127(1.45)
	노동시장 요인	종사상지위	4.11(2.15) *
			3.9644(2.08) *
		상용직	-11.534(-8.0) ***
		임시·일용직	-11.388(-7.9) ***
상호작용항		자영업자	1.009(2.1) *
		(불입액*가입유형)	0.9782(2.04) *
		불입액*특수직역	18.56(8.36) ***
		불입액*국민연금	16.7609(7.44) ***
			1.3031(3.66) ***

상수항	-371.56(-10.7) ***	-335.2(-9.46) ***
Sigma	2856.497	3848.933
Log Likelihood	-5375.6624	-5368.9503
LR	474.25***	487.68***
Pseudo-R2	0.0422	0.0434
left-censored		3051
uncensored observations		787
N		3838

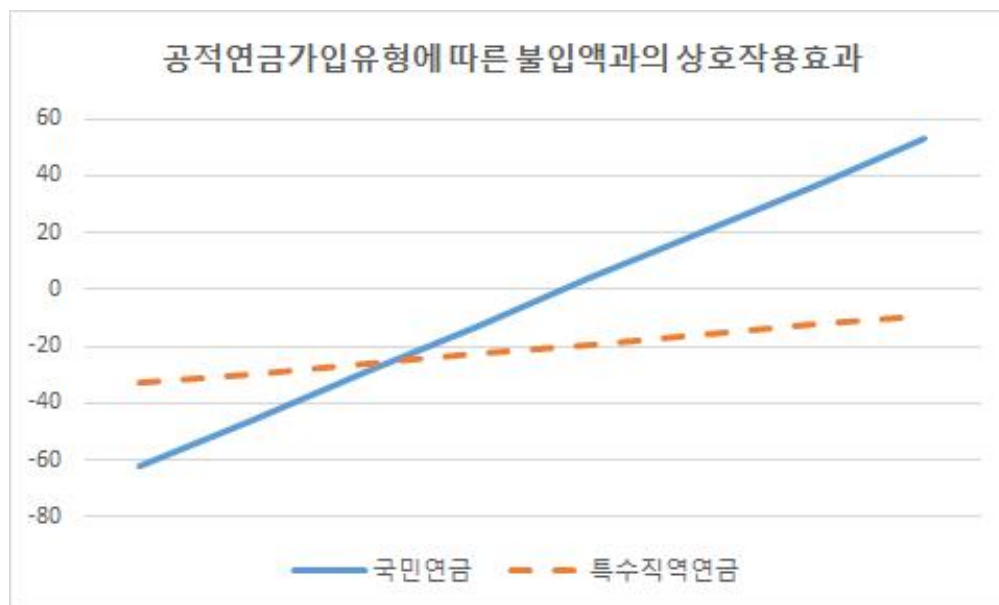
주 : †p<0.1 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 수준에서 유의함
 ()괄호 안은 t-value

<표 20>는 연구문제 3에 해당하는 (공적연금불입액*공적연금가입유형)상호작용 항을 포함하는 모델의 토빗분석에 대한 결과이다. 설명변수를 모두 포함한 모형5은 상호작용항을 투입하지 않은 모형4에 비하여 R^2 값이 증가한 것으로 모형4의 상호작용효과가 통계적으로 유의미하다고 볼 수 있다(유태균, 2009). 모형 5의 로그우도함수(Log Likelihood) 값은 -5368.9503이며 LR(Likelihood Ratio)검정통계량은 487.68로 통계적으로 유의미해 모형이 적합함을 확인했다. 모델의 설명력을 나타내는 Pseudo R값은 0.0434이다.

상호작용항이 포함되지 않은 모델 4에서는 공적연금불입액이 높아질수록 개인연금불입액이 높아져 공적연금과 개인연금이 보완적 관계를 가짐이 확인된다. 그러나, 공적연금가입유형별 차이는 없는 것으로 나타난다. 반면에, 상호작용항이 포함된 모형 5에서는 이러한 차이가 관찰되는데, 국민연금가입자일수록 개인연금불입액이 높게 나타난다. 그러나 공적연금불입액이 증가할수록 개인연금이 증가하는 부분에 대해서는 통계적 유의성을 찾기 힘들다.

또한, 모형5의 (공적연금불입액*공적연금가입유형)의 상호작용항이 정적인 방향에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 공적연금가입유형이 공적연금불입액에 대해 양(+)의 방향

으로 조절효과를 갖는 것으로 해석할 수 있다. 특히, 기준범주인 특수지역연금가입에 비해 국민연금가입의 경우 상호작용효과의 크기가 더 크게 나타난다. 아래 [그림 3]는 공적연금가입유형에 따른 공적연금불입액을 10만원 단위마다의 한계효과(Marginal Effect)를 나타낸 상호작용항의 그래프이다.



[그림 3] 공적연금가입유형에 따른 공적연금불입액과의 상호작용효과
x축 : 공적연금불입액, y축: yhat

[그림 3]에 따르면 특수지역연금의 경우 국민연금에 비해 그 절편이 더 높아 개인연금불입액이 더 높은 수준에서 시작하고 있음을 알 수 있지만 그 기울기는 국민연금의 경우가 훨씬 가파르다. 따라서 두 제도 모두 보완효과를 갖고 있지만 특수지역연금불입액(기준집단)에 비해 국민연금불입액의 경우 불입액이 증가 할 때, 개인연금불입액이 증가하는 보완효과가 특수지역연금에 비해 훨씬 크게 나타나고 있다는 것을 알 수

있다.

이를 통해, 국민연금가입자의 경우 향후 자신이 받을 공적연금액만으로는 노후소득이 부족하다고 판단하면 개인연금에 더 불입하려는 노력이 보다 촉진되는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 또는 우리사회에 만연한 국민연금불신이 하나의 원인일 수 있다. 현재 우리나라는 전 국민적으로 국민연금제도에 대한 불신이 강하게 자리 잡고 있다. 국민연금 재정고갈설과 더불어 국민연금기금이 납부자인 국민들의 의지와는 무관하게 대기업들의 투자금으로 유입되었다가 손실이 발생했다는 기사가 나돌 때마다 국민들은 자신이 낸 연금을 돌려받지 못할까봐 불안해한다. 이로 인해 차선으로 개인연금에 불입하게 될 가능성이 있다.

개인연금불입액에 대한 통제변수의 영향력들은 연구문제2에서의 토빗모형 혹은 선행연구들에서 제시된 결과들과 대부분 일치하는 것으로 확인된다. 즉, 남성에 비해 여성이, 특정연령대까지는 증가하나 그 이후로는 감소하는, 배우자가 있는 경우, 자녀가 많은 경우, 가구원수가 적을수록, 소득과 자산이 높을수록 개인연금불입액과 정적인 관계를 가지며 종사상지위가 상용직일 때에 비해 임시·일용직의 경우 개인연금불입액의 규모는 통계적으로 유의한 수준에서 감소되는 것으로 확인된다.

4. 가구소득계층에 따른 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향

<표 21> 연구문제4 토빗회귀분석 결과 (종속변수: 개인연금불입액)

			Model	
			6	7
독립변수	가구소득계층	공적연금불입액	1.095(8.03) ***	1.671(3.05) **
		1분위	(기준)	(기준)
		2분위	5.789(1.41)	12.7699(2.2) *
		3분위	11.425(2.86) **	22.1137(3.83) ***
		4분위	20.567(5.14) ***	20.2027(3.46) **
		5분위	40.182(9.76) ***	40.4993(6.93) ***
	인구사회학 적요인	성별	-4.879(-2.17) *	-4.3678(-1.94)
		연령	8.788(7.39) ***	8.8104(7.41) ***
		연령제곱	-0.098(-7.36) ***	-0.0988(-7.4) ***
		교육수준		
		중졸이하	(기준)	(기준)
		고졸	18.855(3.23) **	18.6969(3.21) **
통 제 변 수	상속요인	대졸이상	20.996(3.49) ***	20.9379(3.49) ***
		배우자유무	2.832(0.77)	2.36589(0.76)
		자녀수	5.214(2.98) **	5.1217(2.93) **
		가구원수	-11.972(-9.09) ***	-11.72(-8.90) ***
		경제요인	ln(총자산)	0.749(1.75) †
		0.7191(1.68) †		
	노동시장 요인	종사상지위		
		상용직	(기준)	(기준)
		임시·일용직	-17.311(-3.97) ***	-18.003(-4.1) ***
		자영업자	3.074(1.18)	2.6228(1.0)
상호작용항	(A)*가구소득계층			
	(A)*1분위			(기준)
	(A)*2분위			-1.1585(-1.69) †
	(A)*3분위			-1.3596(-2.19) *
	(A)*4분위			-0.3413(-0.58)

	(A)*5분위		-0.4226(-0.73)
	상수항	-251.7(-9.64) ***	-255.1(-9.68) ***
	Sigma	2900.383(79.387)	2891.994(79.169)
	Log Likelihood	-6294.958	-6289.1908
	LR	759.56***	771.09***
	Pseudo-R2	0.0569	0.0578
	left-censored		4486
	uncensored observations		902
	N		5388

주 : †p<0.1 *p<.05 **p<.01 ***p<.001 수준에서 유의함, (A :공적연금불입액)
() 괄호 안은 t-value

본 장에서는 개인연금불입액의 효과가 가구소득계층에 따라 상이할 수 있음을 검증하기 위해 (공적연금불입액*가구소득계층분위) 상호작용항을 포함한 토빗분석모형을 설정하였다. <표 21>은 가구소득계층분위에 따른 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향에 대한 분석결과이다. 설명변수를 모두 포함한 모형7은 상호작용항을 투입하지 않은 모형6에 비하여 R^2 값이 증가한 것으로 모형7의 상호작용효과가 통계적으로 유의미하다고 볼 수 있다(유태균, 2009). 얻어진 로그우도함수(Log Likelihood) 값은 -6289.1908이며 LR(Likelihood Ratio)검정통계량은 771.09으로 통계적으로 유의미해 모형이 적합함을 보였다. 모델의 설명력을 나타내는 Pseudo R값은 0.0578이다.

토빗회귀분석 결과 모형7의 상호작용 항에서는 가구소득계층에 따라 공적연금불입액이 개인연금에 미치는 영향의 차이에 있어 1분위에 비해 2분위와 3분위가 통계적으로 유의하게 차이가 있음을 확인하였다. 즉, ‘공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 가구소득분위계층에 따라 다른가?’에 대한 연구문제에 있어서 ‘그렇다’고 할 수 있다.

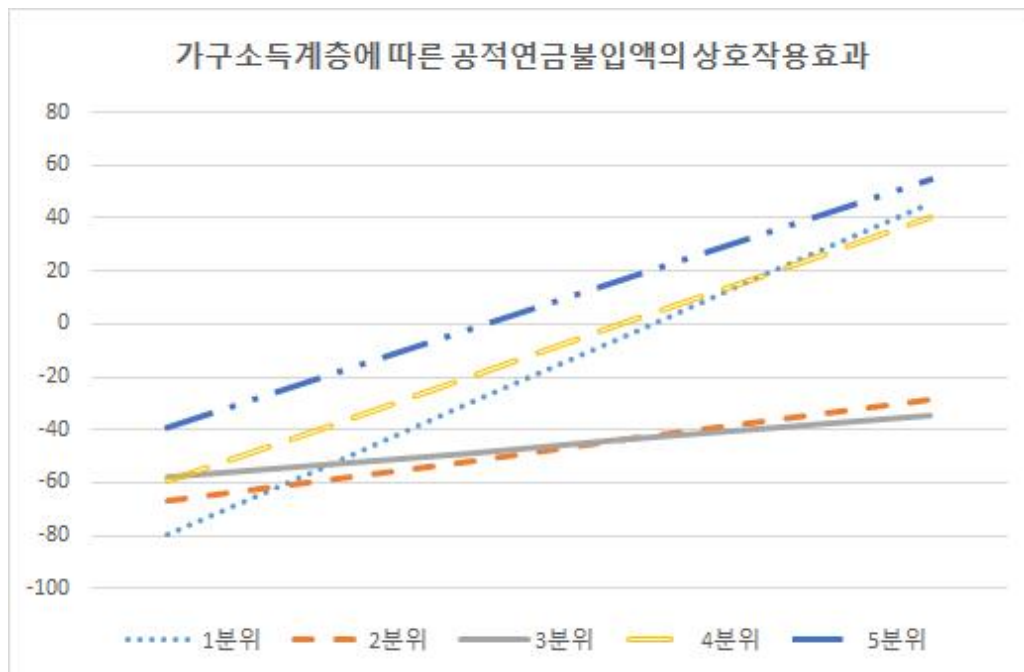
전체적으로는, 모든 가구소득분위에서 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향이 정(+)적이지만, 1분위(기준집단)와 2분위 3분위에

차이가 있는 것으로 나타난다. 하위20%인 1분위의 경우 공적연금불입액이 높아질수록 개인연금불입액 또한 높아지는 효과가 가장 크게 나타난다. 이는 개인이 공적연금에 편입됨으로 인해 보험료를 납부하면서 이후 노후 대비에 대한 개념이 형성되며 향후 노후소득을 대비하기 위한 인식 효과가 크게 작용하였기 때문이라 해석할 수 있다.

그러나 2,3분위의 경우 1분위에 비해 보완효과의 크기가 줄어들어 대체효과가 나타남을 확인할 수 있다. 이러한 이유는 <표 15>, <표 16>, <표17>의 기초통계결과와 비교해 볼 수 있다. <표 17>에서 개인연금가입자의 공적연금월평균불입액은 1분위에서 평균 약 8만원으로 2분위인 7만5천원보다 높게 나타나며 3분위 10만원과 크게 차이하지 않았다. 또한 <표15>에 따르면 1분위의 경우 공적연금미가입자가 공적연금가입자보다 많음에도 불구하고 <표 16>의 가구소득계층별 개인연금불입액에 대한 결과에서는 소득분위에 따라 개인연금가입자의 월평균불입액이 23~25만원수준으로 크게 차이하지 않는 것을 알 수 있다.³⁹⁾ 따라서 1분위에서는 공적연금 미가입자가 많음에도 불구하고 개인은 불안한 노후소득에 대비하고자 개인연금불입액을 높이게 되어 보완효과가 크게 나타난 결과라 해석할 수 있다. 이러한 결과는 앞의 기초통계 결과에 따르면, 2,3분위의 경우에는 공적연금가입자가 더 많고 공적연금을 납부하여 노후를 준비하는 것이 개인연금불입에 대한 효용보다 크다고 판단하여 1분위에 비해 개인연금불입의 보완효과보다 대체효과가 크게 작용했다고 할 수 있다. 이는 <표 15>에서도 확인 가능하듯 개인연금불입액이 하위1분위에 평균 9만원 불입하던 것에 비해 2,3분위의 특수직역연금가입자의 경우 4만 원대로 확연하게 줄어드는 것을 확인할 수 있다. 이때 2,3분위에 속한 특수직역가입자의 공적연금불입액이 평균 16만원, 22만원 수준으로 같은 분위 국민연금가입자의 2배 수준(<표 13>)으로 공적연금불입이 높게 이루어져 개인연금불입을 대체하는 것으로 보인다. 아래의 [그림 4]에서도 모든 분위에서 공적연금불입액과 개인연금불입

39) 1분위의 경우 개인연금가입자(6%)보다 미가입자 94%로 훨씬 많지만 개인연금가입자의 경우 월평균개인연금불입액이 25만으로, 2분위 개인연금가입자의 월평균 불입액은 23만 4천원으로 다소 감소하고 있으며, 3분위의 경우에는 26만원으로 다소 증가하고 있다.

액이 정적인 방향으로 보완적 관계를 갖고 있음을 확인할 수 있다. 동시에, 가구소득계층에 있어 1분위에 비해 2,3분위에서는 대체효과가, 4,5분위에서는 보완효과가 크게 작용하고 있음을 알 수 있다.



[그림 4] 가구소득계층에 따른 공적연금불입액과의 상호작용효과
x축 : 공적연금불입액, y축: yhat

[그림 4]에서 확인할 수 있듯, 상수항의 경우에는 소득분위가 높아질수록 절편이 시작되는 지점이 0에 더욱 가까워지고 있다. 이는 출발선의 수준이 높아지고 있다는 것으로 소득분위가 높을수록 불입할 수 있는 금액의 시작선이 높다고 해석할 수 있다. 하지만 상위소득분위에 속한다 해서 하위 1분위와 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있지는 않았다. 이는 가구소득계층이 높아질수록 개인연금불입액이 증가한다는 것 이외에도 가구소득계층분위에 따라 공적연금불입액의 증가가 개인연금불입액의 증가에 갖는 보완효과의 크기가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 그리고 이러한 결과는 경제적인 요인인 자산을 통제하고 나서도 여전히 소

득계충분위에 의해 조절된다는 것을 확인한다는 점에서 의의가 있다.

그렇다면 왜 2,3분위만 통계적으로 유의하게 차이가 나는가에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 본 연구대상자의 경우 공적연금불입액을 납부하는 표본에 있어 특수직역도 포함하였지만 상당부분이 국민연금가입자의 불입액으로 구성되어 있다.⁴⁰⁾ 국민연금의 경우 기준소득월액에 대한 상한선은 434만원(국민연금공단, 2016)으로 그 이상 고소득임금을 받는 개인의 경우가 존재함에도 불구하고 공적연금불입액이 높아질 수 있는 부분에 대해 제약이 가했을 수 있다. 혹은 개인연금의 세제혜택이 현재 400만원의 한도 내에서 이루어지기 때문에 이를 넘는 수준에서는 다른 수단으로 노후대비를 준비할 가능성이 있다. 때문에 4분위, 5분위에서 정(+)-적인 영향으로 나타남에도 불구하고 통계적 유의미성을 갖기는 어렵게 나타난다. 또한, 고소득계층의 경우에는 공적연금을 제외한 노후소득을 개인연금으로 대비하기보다는 부동산 혹은 주식과 같은 자산 수단으로 증축할 가능성이 농후하다.

통제변수의 영향력을 살펴보면, 성별은 여성 일수록 개인연금을 많이 하는 것으로 나타나지만 통계적으로 유의하지 않다. 하지만 연령과 연령제곱에 있어서는 타 모델과 동일하게 일정연령수준까지 개인연금불입액은 증가하다가 감소하는 것으로 나타난다. 교육수준이 높을수록, 가구원수가 적을수록, 보유한 자산이 많을수록, 개인연금불입액이 증가하는 것으로 나타난다. 더불어 본 연구에서는 18세 미만의 자녀수가 많을수록 개인연금불입액이 높아지는 것으로 나타나 상속효과를 확인할 수 있었다.

정리해보면 본 연구는 개인의 공적연금 ‘미가입’ 혹은 공적연금 ‘가입’이라는 단편적인 속성에서 나아가 ‘공적연금가입유형’과 ‘가구소득계충분위’ 모두에서 공적연금불입액이 개인연금불입액과 갖는 보완적 관계를 조절하는 중요한 요인임을 확인하였다.

40) 본 연구대상자의 1분위 특수직역연금가입자의 경우 6명, 1분위 개인연금가입자는 71명으로 사례수가 적어 추정에 바이어스가 있을 가능성이 있다.

제 6 장 결론 및 함의

제1절 연구결과 요약

본 연구에서는 노후소득보장을 구성하는 다층체계의 관점에서 공·사적 연금의 관계가 보완적인지 혹은 대체적인지, 현 정부의 사적연금활성화 정책의 기조가 어떻게 작용할 것인지 규명하고자 하였다. 이를 위해 7차 재정패널자료를 사용하여 일차적으로 공적연금가입여부와 유형에 따라 개인연금가입확률에 어떤 차이가 있는지 확인하기 위해 프로비트(Probit) 분석을 시행하였다. 나아가 개인연금불입액에 있어 통제 변수로 가구소득뿐만 아니라 금융 및 부동산을 포함한 자산을 통제한 상태에서도 여전히 공적연금의 가입유형과 소득계층분위에 따른 불입액이 영향을 미치는지 토빗(Tobit) 회귀분석을 시행하였다.

그 결과 공적연금 미가입자에 비해 공적연금에 가입된 사람일수록 개인 연금에 가입할 확률이 높다. 그리고 공적연금 가입을 국민연금과 특수직역으로 나뉜 결과 국민연금에 비해 특수직역연금가입자들이 개인연금에 가입할 확률이 높았다. 개인연금 불입액을 결정하는데 있어 토빗 모델을 사용하여 분석한 결과에서는 공적연금 불입액이 높을수록 개인연금 불입액이 높아 기본적으로는 두 제도가 보완적인 관계를 갖고 있음을 알 수 있다.

주목할 만한 사실은, 여러 연구에서 확인해 온 바와 같이 소득수준이 높을수록 불입액이 증가하여 가입결정에 소득이 커다란 영향을 보인 것처럼 보이지만, 실제로는 소득이외에도 다른 요인이 중요하게 작용할 수 있다(홍민기, 2010)는 것을 본 연구 결과를 통해 확인하였다는 것이다. 본 연구에 따르면 이러한 요인은 공적연금 가입유형 자체가 될 수 있다. 공적연금 유형과 이에 따른 불입액과의 상호작용 결과 특수직역연금가입자들에 비해 국민연금에 가입된 경우 개인연금 불입액에 미치는 영향력의 정도가 더 크다는 것을 알 수 있다. 이는 국민연금가입자들의 경우, 특수직역가입자들에 비해 공적연금급여가 낮을뿐더러 가입유지기간이 안

정적이지 못하기 때문에 예상되는 연금수급금액이 낮을 것을 대비하여 개인 스스로 개인연금을 통해 노후를 대비하려는 인식효과 및 은퇴효과의 작용으로 인한 보완적 관계가 더욱 강하게 나타난 것이라고 볼 수 있다.

나아가, 가구소득계층분위 또한 공적연금불입액과 개인연금불입액의 관계를 조절하고 있었다. 전체적으로는, 소득계층이 높을수록 개인연금의 불입액이 정적인 방향으로 강하게 나타나고 있음을 확인하였고, 이는 개인연금이 정상재(normal goods)의 성질을 가진다는 선행연구들의 결과와 일치한다. 그러나 본 연구에 있어서는 상호작용항에서 가구소득계층에 따라 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향력이 동일하지 않음을 확인하였다. 가구소득계층 1분위를 기준집단으로 하였을 때, 2분위와 3분위 공적연금불입액의 상호작용항이 부(-)적인 방향으로 통계적으로 유의미하게 나타나 2분위, 3분위의 경우 공적연금불입액이 증가할 때 개인연금불입액이 증가하는 효과의 크기가 1분위에 비해 작게 나타나 대체효과가 존재함을 확인하였다. 그러나 4,5분위에서는 보완효과가 다시 강하게 나타나는 것으로 보인다. 즉, 본 연구에서는 공적연금축소에 대한 보충적 성격의 사적연금의 목적에 부합하기 위해서는 하위 1,2,3분위에서 사적연금과 보완적 관계가 나타나야 함에도 불구하고 대체효과가 나타나고, 상위 4,5분위에서는 다시 보완적 영향력이 커짐을 확인하였다. 그렇다면 이후 연금소득격차는 더욱 커질 수밖에 없다.

통제변수에서는 주로 여성일수록 개인연금을 많이 하는 것으로 나타나지만 통계적으로 유의하지 않다. 하지만 연령과 연령제곱에 있어서는 타모델과 동일하게 일정연령수준까지 개인연금불입액은 증가하다가 감소하는 것으로 나타난다. 또한 교육수준이 높을수록, 보유한 자산이 많을수록, 개인연금불입액이 증가하는 것으로 나타난다. 더불어 본 연구에서는 18세 미만의 자녀수가 많을수록 개인연금불입액이 높아지는 것으로 나타나 상속효과를 확인할 수 있었다. 반면, 가구원수가 많을수록 개인연금불입액은 줄어들게 되는데 이는 개인의 경제적 여력의 한계로 인해 개인연금불입액으로 까지 개인의 노후대비를 하지 못하는 현 한국가구의

실태를 반영하는 결과라 해석할 수 있다. 반면, 다층체계에서 가장 취약하다고 볼 수 있는 자영업자의 경우 공적연금 불입 시 개인연금불입에 미치는 영향이 긍정적이게 되어 상용직에 비해 많이 납입하고 있는 것으로 보이나 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타난다.

제2절 연구의 함의

1. 이론적 함의

본 연구가 가지는 이론적 함의는 다음과 같다.

첫째, ‘다층노후소득보장체계’라는 전체적인 관점에서 공·사적 연금제도 간 관계분석을 탐색적으로 살펴보았다. 인구가 급속하게 고령화되면서 공적연금의 지속가능성에 대해 의문이 제기 되고 있다. 이에 연금개혁을 통해 사적연금을 활성화 시키고자 하는 것이 세계적인 추세이다. 그러나 우리나라는 공·사적 연금제도 간 관계를 충분히 고려하지 못한 상태에서 연금개혁의 세계화에 따라 일률적으로 ‘사적연금활성화’라는 카드를 내놓기 바빴다. 개인연금가입여부에 대한 연구는 개인연금 보험·생명·증권 사들에 의해 비교적 활발히 수행되었을지언정 사적연금활성화에 대한 연구는 2014년 이후에서야 시작되고 있다고 할 수 있다. 때문에 본 연구에서 나타나는 공·사연금제도 간 관계가 대체적인지 보완적인지에 대한 큰 틀(frame)도 외국에서 논의되어온 공적연금과 저축간의 관계서 논의된 것들을 차용해올 수밖에 없었다. 본 연구에서는 우리나라 현 상황에서는 공·사적 연금이 보완적인 관계를 갖는다는 것을 확인하였다. 나아가 개인수준에서 노후소득보장체계에 가입 혹은 배제됨이 개인이 가입한 다른 연금제도에 따라 달라지는지를 탐색적 수준에서 살펴봄으로써 다층체계에서의 빈익빈부익부현상을 실증적으로 확인하였다는 의의를 가진다.

둘째, 공적연금가입유형이 소득과 자산을 통제한 상태에서도 개인연금 불입액에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수라는 것을 발견하였다. 개인연금의 특성이 정상재(normal goods)의 성질을 갖기 때문에 소득에 크게 영향 받게 된다는 것은 기존 연구와 본 연구에서의 연구결과와도 일맥상통한다. 그러나 본 연구는 나아가 개인의 소득과 자산을 통제한 상태에서 개인이 가입한 공적연금의 유형이 개인연금 가입 및 불입액에 미치는 영향을 조절한다는 것을 확인하였다. 구체적으로, 특수직역연금가입자의

경우 국민연금가입자에 비해 개인연금불입액의 수준이 높았다. 그러나 상호작용효과에서는 특수직역연금가입에 비해 국민연금가입자의 경우 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향의 효과가 더 큰 것으로 확인되어 국민연금가입자의 경우 보완적 관계가 더 강하게 작용하고 있는 것을 밝혔다. 이는 우리나라 국민연금제도의 미성숙으로 인해 기대연금급여가 불충하다고 느끼는 개인이 스스로 노후소득대비를 위해 개인연금불입을 하게 되는 것으로 보인다.

셋째, 가구소득계층분위에 따라 공적연금불입액의 수준이 개인연금불입액에 미치는 상호작용 효과를 살펴보았다. 지금까지 개인연금 불입액이 공적연금 불입액에 미치는 영향을 살펴보는 연구들은 개인의 소득을 통제변수로 투입하였다. 하지만, 개인이 포함된 가구소득분위에 따라 그 영향력에 차이가 있을 가능성에도 불구하고 가구소득분위별로 나눠 살펴 보지 못하였다. 이에 본 연구에서는 개인의 공적연금 ‘미가입’ 혹은 ‘가입’이라는 단편적인 속성에서 더 나아가 어떤 가구소득계층분위에 속한 개인이 공적연금을 얼마나 불입하는지에 따라 추가적인 노후소득보장을 위한 개인연금불입액의 증가가 더욱 강화되는 양상이 존재하는 것을 새롭게 제시해준다. 연구결과, 전체적으로 고소득분위일수록 개인연금불입이 높게 나타난다. 상호작용효과에 있어서는 1분위의 경우 공적연금불입액과 결합될 때 개인연금불입액에 갖는 영향력이 여타 분위에 비해 강하게 나타남을 확인할 수 있었다. 그리고 상호작용 항은 1분위에 비해 2분위와 3분위에서 부(-)적인 방향에서 대체적 관계를 가짐이 통계적으로 유의하게 나타나며 4,5분위로 올라갈수록 다시 정(+)적인 보완적 관계가 나타남을 확인하였다. 결론적으로, 본 연구에서 설정한 공적연금가입 유형과 가구소득분위계층 모두가 공적연금불입액과 개인연금불입액과의 관계를 조절하는 중요한 요인이 됨을 보여준다.

넷째, 노후소득보장을 위한 다층체계에서의 각 제도의 연계성 및 일관성이 부족하고 연금관련 종합적인 논의가 부족한(이창수 외, 2016) 시점에서 본 연구는 각 층을 담당하는 제도간 관계분석을 통해 연금관련 종합적 접근으로의 노력을 시도했다는 점에서 그 의의가 있다. 재분배적

기제가 약한 사적연금의 역할 증대는 노후소득보장의 책임을 국가에서 기업과 개인으로 책임을 전가시켜 노후소득의 불평등을 증가시킬 가능성이 있다(홍백의, 2014; 김대환·류건식, 2015). 그럼에도 불구하고 현재까지는 정부의 사적연금활성화 정책에 있어서 어떤 계층에게 더욱 견고한 소득보장이 이루어질지에 대한 관계규명이 명확히 이루어지지 않았다. 이에 본 연구는 개인의 개인연금 가입과 불입액에 영향을 미치는 요인으로서 공적연금 가입여부와 가입유형, 그리고 불입액을 통하여 다층 소득보장체계의 빈익빈부익부현상을 실증적으로 확인하였다는 점에서 이론적 의의가 있다.

2. 정책적 함의

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 다층연금제도가 향후 노후소득의 불평등을 심화시켜서는 안 된다. 본 연구결과에 따르면, 공적연금 내에서도 가입유형에 따라 개인연금가입 및 불입액에 미치는 영향이 다르게 나타난다. 때문에 이러한 격차에 대한 형평성(equity)의 제고가 필요하다. 물론 특수직역연금의 경우 제도의 목적이 노후대비를 위한 성격보다는 공공부문의 근로자들을 위한 인센티브적 성격이 강하다(최재식, 2008)는 점을 차치하고서라도 공무원연금수급자들은 현재 국민연금과 비교 할 수 없는 높은 연금액을 수급하고 있다. 본 연구결과에 따르면 특수직역의 경우 개인연금가입확률과 불입액 또한 높게 나타난다. 결국 이러한 추세에서는 다층노후소득 보장체계에서 부익부빈익빈 현상이 나타날 수밖에 없고 이는 노후소득불평등으로 이어진다. 또한 특수직역연금제도의 경우 공적연금 불입액에 대한 소득기준월액의 상한선이 국민연금제도보다 훨씬 높게 설정되어 있다. 이럴 경우 발생하는 보험료의 차이는 곧 이후 수급액의 격차로 이어지게 된다. 그렇다고 해서 특수직역연금제도를 하향평준화 시킬 경우 관련 이해집단의 사회적 파장과 공적연금의 기능약화로 직결되어 근본적인 해결이 불가능하다.

나아가, 근로소득자인 국민연금가입자나, 특수직역가입자들은 퇴직연금가입 대상에 해당되어 2층의 가입을 추가적으로 보조받을 수 있다. 하지만, 2016년 현재 퇴직연금가입대상이 아닌 국민연금 지역가입자의 경우에는 공적연금과 보완적 관계에서의 사적연금을 통한 노후소득 대비가 절실하다. 그럼에도 불구하고, 본 연구결과에 따르면 자영업자의 경우 개인연금 불입액에 대해 공적연금불입액이 정(+)적인 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않다. 현 정부의 사적연금 활성화 대책에 대한 실질적인 온상은 정부가 제시하고 있는 정책의 90%이상이 퇴직연금 제도에 국한되어 있다(김대환,류건식, 2015). 따라서, 저소득층 영세자영업자인 경우 향후 이들을 중심으로 빈곤문제가 대두되어 추가적인 재정지

출이 급격히 증가할 가능성이 크다(최현수, 2002; 권문일, 2004). 법적으로는 내년부터 자영업자들도 IRP(Individual Retirement Pension)를 통해 퇴직연금에 가입할 수 있게 된다지만 실질적으로는 지역가입자의 국민연금 제도권 내의 포섭을 통한 노후소득보장이 강화되어야 할 것이다.

둘째, 사적연금활성화는 공적연금 강화와 함께 이루어져야 한다. 우리나라의 공적연금은 제도의 미성숙으로 인해 단일연금만으로는 은퇴 이후 노후소득을 충분한 수준으로 대비하기 어렵다. 나아가 현재의 공적연금은 급속한 인구고령화로 인한 사회복지지출의 증가와 거시경제적 환경의 악화에 있어 지속가능성이 지속적으로 위협받고 있다. 이에 개인연금의 역할을 강화시키는 방향으로 다층체계를 기반으로 한 연금개혁을 추진하는 것이 세계적인 흐름(임병인·강성호, 2005; 장동한, 2004; 윤석명, 2004) 이지만, 우리나라의 경우 정당한 사유 없이 세계적 기류에만 편승할 경우 다층체계에서의 빈익빈부익부 현상만 견고해질 뿐이다. 사적연금의 수급자는 소득수준에 따라 차이가 많이 발생하고, 저소득층의 경우 사적연금으로의 접근성이 떨어져 최저생활 이외에 적정한 노후소득 유지가 어려운 문제(Queisser, Whitehouse and Whiteford, 2007)가 발생하기 때문이다. 특히나 국민연금 사각지대에 존재하는 경우 다층체계의 접근조차 어렵다. 따라서 국민연금의 강화가 필요하다.

본 연구결과에 따르면 공적연금미가입자의 경우 개인연금으로의 가입가능성 및 불입액도 낮은 수준에서 이루어지는 것을 확인할 수 있다. 주목할 만한 한 점은 하위20%인 1분위의 경우 공적연금가입자가 가장 적게 나타나는 집단이지만, 그들의 공적연금불입액이 높아질수록 개인연금불입액 또한 높아지는 효과가 가장 크게 나타났다는 것이다. 이는 개인이 공적연금에 편입됨으로 인해 노후 대비에 대한 개념이 형성되어 향후 노후소득을 대비하기 위한 인식효과가 크게 작용되었기 때문이라 해석할 수 있다. 때문에 현재 국민연금의 ‘두루누리사업’과 같은 공적연금을 중심으로 한 사각지대 축소를 통해 공적연금체계 내로 편입하기 위한 노력이 필요하다. 나아가 국민연금이 전 소득계층에서 노후소득보장 본연의

목적에 맞게 기능하기 위해서는 현재 국민연금의 기준소득월액에 대한 상한선이 높아져야 할 필요가 있다. 이후 부차적으로 연금소득이 불충분한 경우 사적연금체계로의 보완적 관계가 필요하리라 판단된다.

셋째, 본 연구의 결과에 의하면 현 정부의 기조인 ‘사적연금활성화정책’은 향후 노인빈곤을 완화하거나 줄이는데 별 효과를 갖지 못할 가능성이 크다. 현 정부의 사적연금활성화 대책은 개인연금의 사각지대 계층이 점점 더 증가하는 추세를 고려하지 못하고 있다(김대환, 류건식, 2015). 본 연구결과 가구소득계층이 공적연금불입액이 개인연금불입액에 미치는 영향을 조절할 경우, 개인연금 가입률이 가장 낮은 하위인 1분위에서 개인연금불입액에 대한 영향력이 가장 높게 나타난다. 따라서 국가는 이들의 노후소득대비에 대한 노력을 자구적으로 해결하도록 외면해서는 안 된다. 공적연금에 가입되어 있지만 기대연금소득이 낮은 저소득계층의 사적소득보장을 강화하고 개인연금의 노후 보장적 역할을 강화할 수 있는 대책마련이 향후 보다 강구될 필요가 있다. 이에 사회안전망적인 관점에서 국가의 정책적인 개입이 필요하다. 독일의 경우 리스터연금을 통해 저소득층의 사적연금가입을 독려하고 있다. 리스터연금은 가입대상자를 공적연금가입자와 그 배우자로 제한하여 공적연금개혁 이후 감액된 급여 수준을 이를 통해 보충할 수 있도록 설계한 제도로 자산조사를 통해 보조금을 지급한다. 나아가 자녀수를 고려한 저소득가정지원과 출산장려를 꾀한 정책으로 실시 이후 저소득층의 가입비율을 크게 높인 바 있다. 또한 많은 연구자들이 독일의 리스터 연금과 같은 국가의 개인연금국고보조 방안을 긍정적이라 검토하고 있다(김원섭·강성호, 2008; 김재호, 2013; 김대환·류건식, 2015). 우리나라 상황에서도 장기적으로 전망하건데, 정부가 저소득계층의 보험료 중 일부를 보조금의 형태로 매칭(matching)시켜주는 방법으로 저소득층의 자조노력과 근로의욕을 증대하는 방안이 장기적으로 경제성장과 정부재정에 유리할 수 있다(김대환·류건식, 2015). 개인(퇴직)연금의 경우 소득대체율 상한선이 없으므로 장기가입에 따른 혜택이 보장된다. 그러나 국민연금은 납부한 보험료를 통해 소득대체율 100%를 넘게 될 경우 초과납입보험료에 대해서는 사

실상 급여혜택을 받지 못한다. 따라서 공·사연금의 효과적인 설계를 위해 저소득가입자의 소득대체율이 100%를 초과하는 경우 초과불입액에 대해서는 개인연금으로 적립시켜 주는 방법도 저소득층의 다층소득보장 체계구축에 효과적인 대안일 수 있다(임병인·강성호, 2005).

마지막으로, 우리나라에서 사적연금이 공적연금 축소의 해답인지에 대해서는 지속적인 연구가 활성화 될 필요가 있다. 공적연금재정이 위협받는 현재에서는 사적연금이 하나의 대안으로 여기지고 있지만 각 나라마다의 제도와 여건이 다르기 때문에 각자의 사정에 맞는 처방이 필요하다. 그러나, 우리는 사회 전체를 위한 노후대비 전략이 명확하지 않고, 연금정책 관련 컨트롤 타워도 부재한 실정이다. 이로 인해 형식적으로는 다층체계를 갖추고 있지만 공적연금, 퇴직연금, 개인연금 관련 제도의 연계성 및 일관성이 부족하고 연금관련 종합적 분석 및 평가논의 또한 부족하다(이창수 외, 2016). 또한 사적연금의 확대에 대해서는 최근 초저금리 현상이 지속됨에 따라 낮은 수익률이 예상되며 사적부문에서의 높은 수수료와 불신이 높아 노후소득으로서의 사적연금이 회의적이라는 문제가 제기(OECD, 2013)되고 있어 이에 대해 지속적으로 지켜볼 필요가 있다. 이후 공·사적 연금이 갖는 각각의 장점을 혼합하여 합리적인 다층연금체계를 구축(홍백의, 2104; 강성호·류건식, 2014)하기 위한 노력도 필요하다.

사회보장기본법 제 3조 2항에 의하면 “사회보험이라 함은 국민에게 발생하는 사회적 위험을 보험방식에 대처함으로써 국민의 건강과 소득을 보장하는 제도를 의미한다.”. 국가가 제공하는 사회보험의 일환인 공적연금은 그 존재와 목적에 있어 정의롭게 기능하여야 한다. 사적연금에 가입하기 위해서는 보다 시장진입에 여유로운 개인일수록 유리하다. 출발선상이 다르다면 국가는 이를 독려하기보다는 교정해줄 보완적 장치를 제공해줄 수 있어야 한다. 향후에는 다층노후소득보장체계가 사회안전망의 관점에서 보다 많은 국민이 다층체계에 포괄되어 노후를 대비할 수 있기를 기대한다.

제3절 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언

본 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 다층소득보장체계의 관계를 연구함에 있어서 2층인 퇴직연금에 대한 분석이 제외되었다. 7차 재정패널의 경우 퇴직연금의 가입자가 34명으로 사례수가 매우 작아 분석대상에 포함시키지 못하였다. 사실 상 2005년 퇴직연금이 법적강제 시행된 이후 제도 도입 10년이 지난 현재 퇴직연금가입자는 전체 상용근로자 중에서도 절반에 불과하다. 더욱이 패널 데이터의 경우 표본상의 한계로 인해 충분한 사례의 퇴직연금가입자 확보가 어렵다. 또한 개인연금가입자 또한 우리나라 전체 국민의 17%가 가입되어 있다고는 하지만 패널데이터 표본의 한계상 사례수 부족으로 인해 본 연구에서는 절단된(censored) 형태의 자료를 쓸 수밖에 없었다. 개별 제도에 대한 연구들에 비해 다층소득보장체계에 대한 연구가 활발히 이루어 지지 못한 이유로는 이러한 자료상의 한계로 인함도 일정부분 있을 것이다. 따라서 퇴직연금 및 개인연금과 같은 사적연금에 대해 더욱 풍부한 자료가 구축된다면 다층체계연구가 활발히 이루어질 것이라 기대한다.

둘째, 횡단면 분석의 한계이다. 본 연구는 7차년도 조사당시에 공적연금 혹은 개인연금에 가입되어 있는 개인을 대상으로 한다. 조사당시 이전에 소득활동을 하였거나 연금납부이력이 있지만 조사당해년도에 없다면 고려되지 못하는 것이다. 그러나 현재 우리나라의 노동시장의 진입과 퇴출이 유연한 가운데 연금가입연수가 불연속적으로 존재하는 가입자들이 분명 존재할 수 있다. 또한 과거에는 국민연금 혹은 특수직역 가입자였음에도 불구하고 조사년도에는 과거와는 다른 연금제도에 가입되어 있을 수 있기에 시간차를 둔 고려가 필요할 수 있다. 따라서 김원섭(2015)의 연구에서는 패널데이터를 활용하여 개인연금가입을 유지하는 경우 혹은 가입했다가 미가입하는 결정요인을 분석하기도 하였다. 이처럼 연속적인 기간 동안 개인이 다층체계로의 진입과 퇴출을 고려한 연구가 진행된다면 보다 풍부한 결과와 해석을 도출할

수 있을 것이라 생각된다.

셋째, 이론적 한계이다. 생애주기이론에 의하면 개인은 전 생애에서의 소비평탄화(consumption smoothing)를 기대하며 저축행동을 하게 된다. 그러나 개인은 특정 생애주기에 따른 과업이 존재하며 각 생애주기에 따라 소비나 지출패턴이 다르게 나타날 수 있다. 또한 최근 생애주기이론은 개인이 가질 수 있는 유동성제약(liquidity constraint)을 고려하지 못하고 있다는 비판을 받고 있다. 그럼에도 불구하고 선행연구들은 주로 노령기에 초점을 맞추는 연구들이 다수였다. 따라서 본 연구에서는 18세 이상 65세 미만의 개인을 대상으로 시도하였다는 점에서는 의의가 있다. 하지만 생애주기별로 혹은 연령대별로 개인연금 가입 혹은 불입액에 대한 결정요인이 다르게 나타날 수 있다. 또한 임금근로자의 경우 연령이 증가하면서 호봉이 올라가 소득이 높아질 수 있지만 이와 같은 연령효과는 고려하지 못했으며 이러한 부분에 대해서는 본 연구의 한계로 남기도록 한다.

무엇보다 본 연구는 다층체계적인 관점에서 연금제도별 관계를 분석하려 하였으며 제도유형과 가구소득계층이 이를 조절한다는 것을 살펴 보았다는 의의를 가지지만 위와 같은 이론적, 분석적 한계를 충분히 고려하지 못하였다. 분명한 사실은 시간은 일방향적이며 인구는 지금 이 순간에도 급속히 고령화 되고 있다. OECD회원국 중 노인빈곤율이 가장 높은 우리나라의 경우 단일 연금만으로는 은퇴 이후 노후소득을 충분히 대비하기는 어렵다. 특히나 은퇴 이후 노년기의 노인들은 공·사적 연금프로그램을 통해 얻은 소득에 매우 의존적(Pampel, 1998)이기 때문에 소득활동기 다층노후소득보장체계의 진입과 연금자산축적은 노년기 생활안정을 위해 매우 중요하다. 그렇지 못할 경우 노년기 빈곤을 경험할 위험성이 크다. 그럼에도 불구하고 사적연금에 대한 관심은 공적연금에 비해 비교적 저조한 상태였고 공·사적연금에 대한 포괄적 접근에 대한 연구들은 최근에서야 이루어지고 있다. 이후 다층체계에 대해 풍부한 자료가 구축 되어 1,2,3층을 아우르는 유기적인 다층노후 소득보장체계에 대한 연구가 활발하게 진행되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 강성호, & 류건식. (2014). 100 세 시대 대비 공사노후소득보장 협력 방안. 연금연구, 4(2), 1-26.
- 강성호, & 임병인. (2005). 공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근.
- 권혁진, 신우진, 한재명, 정동진, 류재린, 박충렬, & 김균. (2013). 공적 연금의 적정성에 대한 Micro-Simulation 분석-소득대체율 인하 효과에 대한 장기 전망.
- 김경아, & 한정림. (2012). 국내 중, 고령자의 공, 사적 연금격차에 관한 연구: 근로유형별 비교 분석을 중심으로. 연금연구, 2(2), 143-169.
- 김대철, 김진영, & 이만우. (2008). 국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석. 한국은행 금융경제연구원 경제분석, 14(2), 1-37.
- 김대환, & 류건식. (2015). 개인연금을 활용한 저소득층의 노후소득보장 강화방안. 연금연구, 5(1), 1-19.
- 김상진. (2009). 자영업자의 국민연금 기여회피 결정요인. 사회보장연구, 25(2), 1-28.
- 김상호. (2003). 공적연금자산과 가계저축의 대체효과: 독일 패널데이터를 이용한 실증분석. 경제학연구, 51(4), 33-55.
- 김상호. (2007). 연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석. 경제학연구, 55(3), 119-142.
- 김상호. (2008). 생애소득 관점에서 국민연금과 특수직역연금 제도 비교. 경제학연구, 56(3), 171-194.
- 김수완, & 김순옥. (2007). 우리나라 다층노후소득보장체계의 구축 전망-사적연금의 수급자수 전망을 중심으로. 사회보장연구, 23(2), 271-295.
- 김원섭. (2006). 주요국가의 다층노후소득보장체계의 변화와 우리나라 공사연금제도 발전방안. NPS 국민연금연구원.

- 김원섭. (2009). 정책세미나: 고령화시대의 연금시스템 구축: 다층노후 소득보장체계에 관한 국제적 논의와 개혁사례. 한국사회보장학회 정기학술발표논문집, 2009(1), 97-127.
- 김원섭. (2012). 다층노후소득보장 구축방안: 공적연금 (국민연금과 기초노령연금) 을 중심으로. 사회정책공동학술대회논문집
- 김재호. (2011). 국민연금의 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과. 보험금융연구, 22, 1-30.
- 김태일, & 박규성. (2014). 일반논문: 국민연금과 공무원연금의 형평성 비교분석: 공적연금개혁이 수평적 형평성 측면에 미친 영향을 중심으로. 정부학연구, 20(3), 173-205.
- 김현수, & 김경아. (2014). 우리나라 개인의 자산 선택 행위와 공적연금제도와연관성에 관한 연구. 재정학연구, 7(3), 95-125.
- 김홍대. (2013). 공적연금, 개인연금 및 비연금금융자산간의 상호관계. 한양대학교 대학원 응용경제학과 석사학위논문
- 나혜림, & 최현자. (2014). 개별연금 가입여부 및 다층연금체계 가입구조의 결정요인 분석. Financial Planning Review, 7(4), 43-72.
- 류건식, & 이상우. (2011). 저소득층을 위한 개인연금 보조금 지원 정책 방향-독일 리스터연금 사례를 중심으로. KIRI Weekly (이슈), 161(단일호), 1-13.
- 문숙재, & 김연정. (1997). 논문편: 가계의 개인연금 보유 여부와 불입액의 영향요인 분석. Family and Environment Research, 35(5), 265-277.
- 문용필. (2012). 중고령자의 개인연금 가입에 영향을 미치는 요인: 패널 자료를 활용한 분석. 노인복지연구, 58(단일호), 89-110.
- 민인식, & 최필선. (2012). STATA고급 패널데이터 분석. 지필미디어.
- 박유성, & 정민열. (2015). 연구논문: 공무원연금추계를 바탕으로 살펴본 공무원연금 지속가능성과 개혁방향. 조사연구, 16(2), 21-57.
- 백은영. (2012). 개인연금 가입의향에 영향을 미치는 요인 분석. 사회보장연구, 28(3), 63-86.

- 송윤아. (2009). 개인연금 가입요인 분석 및 활성화 방안. KIRI Weekly 주간이슈, 보험연구원.
- 전승훈, 임병인, & 강성호. (2006). 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석. 보험개발연구, 17(1), 137-168.
- 안수란. (2007). 임금근로자의 다층노후소득보장체계 가입유형 결정요인에 관한 연구. 연세대학교 대학원 사회복지학과 석사학위논문
- 우해봉, & 한정림. (2015). 다층소득보장체계의 수급권 구조와 급여 수준 전망: 국민연금과 퇴직연금을 중심으로.
- 우해봉, & 한정림. (2015). 국민연금 재정 안정화 개혁의 소득계층별 노후소득보장 효과 분석. 사회보장연구, 31(4), 161-185.
- 이규용, & 김용현. (2003). 대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인. 노동정책연구, 3(2), 69-93.
- 이용하, & 임병인. (2013). 국민연금 보완제도로써 개인연금의 역할정립 및 발전영향에 관한 연구. 국민연금연구원
- 이운호. (2012). 개인연금수요의 구조분석. 대한경영학회지, 25(1), 195-210.
- 이준구. (2016). 재정학. 개정 5판. 다산출판사.
- 이창수, 김성민, & 최환석. (2016). 노후대비에 대한 실태분석과 개인연금을 통한 취약계층 지원방안. 연금연구, 6(1), 41-75.
- 이창우. (2010). 개인의 민영건강보험과 개인연금 선택간의 관계 연구. 보험금융연구, 59(단일호), 37-65.
- 임병인, & 강성호. (2005). 국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과. 보험개발연구, 16(3), 89-121
- 임경목, & 문형표. (2003). 공적연금이 가계저축에 미치는 영향. 인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제 (I)], 한국개발연구원.
- 장원진. (2016). 특수직역연금과 국민연금 기대자산이 가계의 저축에 주는 영향 추정. 서울시립대학교 대학원 경제학 석사학위논문
- 전승훈, & 임병인. (2011). 연금자산과 저축-기대은퇴연령을 고려한 분석. 재정정책논집, 13(3), 119-143.

- 전승훈, & 임병인. (2008). 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책시사점. 보험금융연구, 55(단일호), 83-117.
- 전승훈, 강성호, & 임병인. (2009). 은퇴 후 필요소득수준과 국민연금 및 퇴직연금의 자산충분성. 경제학연구, 57(3), 67-100.
- 전승훈, 임병인, & 강성호. (2006). 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석. 보험개발연구, 17(1), 137-168.
- 전희정, & 임란. (2011). 다층연금체계의 가입구조와 특성 분석. 보험학회지, 90(단일호), 107-135.
- 주소현. (2011). 개인연금 보유 및 연금불입액의 관련요인 분석. 소비자학연구, 22(3), 183-206.
- 차은영, & 김수현. (2013). 일반논문: 공적연금이 가계저축에 미치는 효과. 여성경제연구, 10(2), 185-208.
- 최기홍, & 한정림. (2013). 소득계층별 국민연금 수급부담구조 분석. 국민연금연구원
- 최기홍. (2004). 우리나라 국민연금의 보험수리적 구조.
- 최현자, 김정현, & 김민정. (2008). 가계의 저축의사결정. 소비자학연구, 19(4), 211-237.
- 홍경준. (2005). 공적 연금 체제의 빈곤완화 효과 연구. 사회보장연구, 21(2), 77-104.
- 홍백의. (2005). 우리나라 노인 빈곤의 원인에 관한 연구. 한국사회복지학, 57(4), 275-290.
- 홍백의. (2006). 최저보장제도의 유형 및 재정적 효과에 관한 연구. 사회보장연구, 22(2), 53-77.
- 홍백의. (2014). 연구보고서: II장 “공·사연금 혼합 추세”. 공적연금의 이해II. 국민연금연구원, 47-90
- 황덕순. (2003). 취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안. 노동정책연구, 3(3), 87-109.

고용노동부. (2016). 2015년 퇴직연금소득대체율 추정연구. 퇴직연금정책연구 보고서. 근로복지공단.

공무원연금연구센터. (2008). 공무원 노후소득 및 소비구성에 관한 조사연구.

공무원연금연구센터. (2008). 공무원연금제도의 발전방향과 개혁전략.

국민연금공단. (2016). 2015년 국민연금 통계연보. NPS. 국민연금공단.

금융감독원. 2014년 2015년 보도자료

기획재정부. (2014). 보도자료 사적연금활성화방안

법제처. (2014). 기초연금법령

한국금융연구원. (2013). 연금저축활성화방안

한국조세재정연구원. (2015) 개인연금에 대한 소고

현대경제연구원. (2007). 가계發 금융위기, 해법은 있다. 한국경제주평

국가법령정보센터 <http://www.law.go.kr>

국민연금공단 홈페이지. www.nps.or.kr

금융위원회 홈페이지 <http://www.fsc.go.kr>

Ando, A., & Modigliani, F. (1965). The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier. The American Economic Review, 55(4), 693–728.

Attanasio, O. P., & Brugiavini, A. (2003). Social security and households' saving. the Quarterly Journal of economics, 1075–1119.

Attanasio, O. P., & Rohwedder, S. (2003). Pension wealth and household saving: Evidence from pension reforms in the United Kingdom. The American Economic Review, 93(5), 1499–1521.

Barr, N. A. (1998). The economics of the welfare state. Stanford University Press.

- Barro, R. (1978). The Impact of Social Security on Private Savings—Evidence from the US Time Series.
- Behrendt, C. (2000). Private pensions—a viable alternative? Their distributive effects in a comparative perspective. *International Social Security Review*, 53(3), 3–26.
- Bernheim, B. D., & Levin, L. (1989). Social Security and personal saving: An analysis of expectations. *The American Economic Review*, 79(2), 97–102.
- Breen, R. (1996). Regression models: Censored, sample selected, or truncated data (No. 111). Sage.
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, 54(3), 591–621.
- Cappelletti, G., Guazzarotti, G., & Tommasino, P. (2013). What determines annuity demand at retirement?. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 38(4), 777–802.
- Casey, B. H., & Yamada, A. (2004). The Public-Private Mix of Retirement Income in Nine OECD Countries: Some Evidence from Micro Data and an Exploration of its Implications. Chapters.
- Curme, M. A., & Even, W. E. (1995). Pension coverage and borrowing constraints. *Journal of Human Resources*, 701–712.
- Menchick, P. L., & David, M. H. (1979). The Effect of income distribution and redistribution on lifetime saving and bequests (No. 79). University of Wisconsin–Madison, Institute for Research on Poverty.
- Davidoff, T., Brown, J. R., & Diamond, P. A. (2005). Annuities and individual welfare. *The American economic review*, 95(5),

1573–1590.

- Deaton, A. (1989). Saving and liquidity constraints (No. w3196). National Bureau of Economic Research.
- Diamond, P. A., & Hausman, J. A. (1984). Individual retirement and savings behavior. *Journal of Public Economics*, 23(1–2), 81–114.
- Dicks–Mireaux, L., & King, M. A. (1982). Portfolio composition and pension wealth: an econometric study.
- Engelhardt, G. V., & Kumar, A. (2011). Pensions and household wealth accumulation. *Journal of Human Resources*, 46(1), 203–236.
- Feldstein, M. (1974). Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation. *Journal of political economy*, 82(5), 905–926.
- Gale, W. G. (1998). The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 106(4), 706–723.
- Gillion, C. (2000). The development and reform of social security pensions: The approach of the International Labour Office. *International Social Security Review*, 53(1), 35–63.
- Ginn, J., & Arber, S. (1999). Changing patterns of pension inequality: the shift from state to private sources. *Ageing and Society*, 19(03), 319–342.
- Gujarati, D. N. (2009). *Basic econometrics*. Tata McGraw–Hill Education.
- Gustman, A. L., & Steinmeier, T. L. (1999, June). Effects of pensions on savings: analysis with data from the health and retirement study. In *Carnegie–Rochester conference series on public policy* (Vol. 50, pp. 271–324). North–Holland.

- Hancock, R., & Weir, P. (1994). *More Ways than Means: A Guide to Pensioners' Incomes in Great Britain during the 1980s*. Age Concern Institute of Gerontology.
- Holzmann, R., Hinz, R. P., Von Gersdorff, H., Gill, I., Impavido, G., & Musalem, A. R. (2005). *Old-age income support in the twenty-first century: an international perspective on pension systems and reform*. Washington, DC: World Bank.
- Holzmann, R. (2013). Global pension systems and their reform: Worldwide drivers, trends and challenges. *International Social Security Review*, 66(2), 1–29.
- Hubbard, R. G., Judd, K. L., Hall, R. E., & Summers, L. (1986). Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986(1), 1–59.
- Hubbard, R. G., & Judd, K. L. (1987). Social security and individual welfare: precautionary saving, borrowing constraints, and the payroll tax. *The American Economic Review*, 630–646.
- Inkmann, J., Lopes, P., & Michaelides, A. (2011). How deep is the annuity market participation puzzle?. *Review of Financial Studies*, 24(1), 279–319.
- Jappelli, T., & Pagano, M. (1994). Saving, growth, and liquidity constraints. *The Quarterly Journal of Economics*, 83–109.
- Johnson, Paul, and Gary Stears. "Pensioner income inequality." *Fiscal Studies* 16.4 (1995): 69–93.
- Kotlikoff, L. J. (1979). Testing the theory of social security and life cycle accumulation. *The American Economic Review*, 69(3), 396–410.
- Leimer, D. R., & Lesnoy, S. D. (1982). Social security and private saving: New time-series evidence. *Journal of Political Economy*, 90(3), 606–629.

- Lockwood, L. M. (2012). Bequest motives and the annuity puzzle. *Review of economic dynamics*, 15(2), 226–243.
- OECD. 2013. *Pensions at a Glance*
- OECD. 2015. *Pensions at a Glance*
- Pampel, F. C. (1998). *Aging, social inequality, and public policy*. Sage Publications.
- Queisser, M., Whitehouse, E., & Whiteford, P. (2007). The public-private pension mix in OECD countries. *Industrial Relations Journal*, 38(6), 542–568.
- Whitehouse, E., D'Addio, A., Chomik, R., & Reilly, A. (2009). Two decades of pension reform: What has been achieved and what remains to be done?. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 34(4), 515–535.
- World Bank. (1994). *Averting the Old Age Crisis*.
- Yaari, M. E. (1965). Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. *The Review of Economic Studies*, 32(2), 137–150.

Abstract

The Effect of Public Pension on Personal Pension

: Focusing on the Households Income Levels

Kim, Yeseul

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

The purpose of this study is to analyze the effect of the public pension on the personal pension. At the moment of sustainability and finance stability of public pension are threatened in the worldwide ageing society, advanced countries are concentrated on the promotion of private pension through the pension reform. Also Korea, which has the highest level of elderly poverty rate among the OECD countries, has been reorganizing multi-plier systems based on the promotion policy of private pension for elderly groups. However, this effort has neither identified nor closely examined the relation between public and private pension system, which might lead over-protection of groups who are under the income security system coverage. Therefore, this study examined the moderating effects of

types of public pension and households income level on the relationship between public pension and private pension.

Previous researches in United States have discussed the relationship between public pension and private saving as well as public pension and private pension system during 1950's based on the Life-Cycle Hypothesis. In contrast, most discussions of National pension system were limited to the public pension, and studies focused on the private pension have only recently begun. Most studies of public and private pension have investigated the coverage status in the personal pension or the amount of payment, however, there is still a lack of empirical studies that focused on the personal pension. Especially despite the necessity of studies of equity problems in the public pension system considering characteristics of normal goods within personal pension, none of them has demonstrated this issue.

For this reason, this study examined how types of public pension and households income level moderates the effect of public pension on the personal pension. For this study, the effect of public pension types on the probability of personal pension coverage was analyzed using Probit Method. Furthermore, Tobit Method was utilized in order to verify moderating effects of types of public pension and households income level on the effects of the amount of public pension payment on the amount of personal pension payment using National Survey of Tax and Benefit 7th conducted by Korea Institute of Public Finance.

The main findings are as follows. Firstly, the group covered by public pension than those who are not, and the group covered by Special Occupational Pension than those covered by National Pension have much higher probability of purchasing private pension. Secondly, it was resulted that there was a positive relationship between the

amount of public pension payment and the amount of private pension, which verifies two systems are in reciprocal relationship.

Thirdly, Regarding the interaction effect between public and personal pension, the type of public pension showed a statistically significant interaction effect with the amount of public pension payment on the amount of personal pension payment. The group covered by the National Pension has larger effect on the amount of personal pension payment than the one covered by the Special Occupational Pension. This result implies that in case of the group covered by National Pension coverage, complementary effect becomes higher due to the immaturity of current pension system and insecurity of annuity for the future. Fourthly, the Households Income Level moderates the effect of the amount of public pension payment on the amount of personal pension payment. In general, the higher the family income level, the positively stronger effects of public pension on the private pension, However, the effect of the amount of public pension payment on the amount of private pension payment by the Households Income Level was not constant in the interaction effect. As the first lowest quartile level was set as reference group, there were statistically significant interaction effects found in the second-lowest and middle income class level in negative direction, which verify the existence of substitution effects. In contrast, there were complementary effects shown as recovering in the 4th and the highest income level.

In order to correspond for the purpose of private pension that offsets reduction of public pension income, complementary effects were expected between personal and public pension in the low-income level. However, the results revealed there were substitute effects in the groups of the second, and third quartile

income groups.

This empirical finding verifies that the type of public pension and Households income level moderate the effect of public pension on the effect of personal pension. Judging from this, It is expected to provide meaningful implications to the current policies regarding promotion of private pension aggravates the possibilities of 'winner takes all' or 'the rich get richer and the poor get poor' in the multi-piler security system for elderly. Therefore, it is required to activate private pension while strengthening the public pension. Also, there should be follow-up measures to not only strengthen the private income security among low-income classes, but role of the private pension on the ensuring old-age security. Also, it is required to improve state intervention into its policy with social security perspectives.

Keywords : Multi-Piler Security System in Old Age, Public Pension, National Pension Scheme, Special Occupational Pension Scheme, Personal Pension, Probit, Tobit

Student Number : 2014–20259